N° 11F0019M au catalogue — N° 314
ISSN 1205-9161
ISBN 978-0-662-04702-5

Document de recherche

Direction des études analytiques documents de recherche

Emploi des mères canadiennes après la naissance d'un enfant et trajectoires des gains de leurs homologues occupées de façon continue, 1983 à 2004

par Xuelin Zhang

Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail
24-F, Immeuble R.-H.-Coats, 100, promenade Tunney's Pasture
Ottawa, Ontario K1A 0T6

Téléphone: 1-800-263-1136

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Emploi des mères canadiennes après la naissance d'un enfant et trajectoires des gains de leurs homologues occupées de façon continue, 1983 à 2004

par Xuelin Zhang

11F0019M N° 314
ISSN 1205-9161
ISBN 978-0-662-04702-5

Statistique Canada
Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail
24-F, immeuble R.-H.-Coats, 100, promenade Tunney's Pasture, Ottawa K1A 0T6

Comment obtenir d'autres renseignements :
Service national de renseignements : 1-800-263-1136
Renseignements par courriel : infostats@statcan.ca

Août 2008

J'aimerais remercier René Morissette, Shelly Phipps, Marie Drolet, Yulia Kotlyarova et Diane Galarneau pour leurs commentaires et suggestions. Toutes les erreurs qui subsistent me sont imputables.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2008

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue de préparer un résumé destiné aux journaux et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire quelque contenu de la présente publication ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

This publication is available in English (Catalogue no. 11F0019M, no. 314).

Note de reconnaissance
Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Normes de service à la clientèle
Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui sont observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.ca sous À propos de nous > Offrir des services aux Canadiens.

Table des matières

Résumé 4

Sommaire exécutif 5

1 Introduction 7

2 Données 9

2.1 Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre 9
2.2 Échantillons de mères et de non-mères 10

3 Preuves descriptives de l'emploi, de la mobilité professionnelle et des gains des mères canadiennes après la naissance d'un enfant 14

3.1 Emploi après la naissance d'un enfant 14
3.2 Mobilité professionnelle après la naissance d'un enfant 18
3.3 Gains des mères canadiennes avant et après la naissance d'un enfant 21

4 Répercussions de la naissance d'un enfant sur les gains : cadre empirique 23

4.1 Recherches antérieures 23
4.2 Modèle empirique 26

5 Pertes de gains estimées liées à la maternité pour les femmes ayant un niveau élevé d'activité sur le marché du travail 27

5.1 Résultats de base 27
5.2 Effets des prestations d'assurance-emploi 31
5.3 Les mères qui changent d'employeur sont-elles davantage perdantes? 32

6 Vérification de la robustesse 34

6.1 Effets de la première naissance 34
6.2 Deux naissances par rapport à une naissance 36

7 Sommaire et conclusion 38

Annexe – Évolution du régime de congés de maternité avec protection de l'emploi au Canada 40

Bibliographie 44

Résumé

La présente étude, qui repose sur le fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre de 1983 à 2004, porte sur l'emploi, la mobilité professionnelle et les trajectoires des gains des mères canadiennes, après la naissance d'un enfant. Nous avons déterminé que les taux d'emploi à long et à court termes après la naissance d'un enfant, dans le cas des cohortes de mères canadiennes du début des années 2000, étaient plus élevés que ceux de leurs homologues au milieu des années 1980, et que par rapport aux femmes sans enfant, les mères canadiennes étaient de moins en moins susceptibles de quitter leur emploi au fil du temps.

Nos données nous permettent aussi d'examiner les répercussions de la naissance d'un enfant sur les gains pour un groupe de mères canadiennes ayant un niveau élevé d'activité sur le marché du travail. Pour elles, les gains ont diminué respectivement de 40 % et de 30 % l'année de la naissance de l'enfant et l'année suivante. Tant selon le modèle à effets fixes que selon le modèle à tendance fixe, les répercussions sur les gains de la naissance d'un enfant diminuent au cours des autres années suivant la naissance d'un enfant. Les résultats du modèle à tendance fixe laissent aussi supposer qu'à partir de la deuxième année et jusqu'à la septième année suivant la naissance d'un enfant, les effets négatifs varient entre 8 % et 3 % et deviennent négligeables par la suite.

Mots-clés : congé de maternité, emploi après la naissance d'un enfant, écart lié à la famille

Sommaire exécutif

Les chercheurs et les décideurs s'intéressent principalement aux effets de la naissance d'un enfant sur l'offre de main-d'œuvre et sur les gains des mères, et des études exhaustives ont été menées dans ces domaines. Plus récemment, deux courants d'ouvrages sur la naissance des enfants et les résultats des femmes sur le marché du travail ont suscité un intérêt particulier : l'un deux est axé sur les effets des politiques en matière de congé de maternité sur l'emploi des mères après la naissance d'un enfant, et l'autre a trait à l'« écart lié à la famille », c'est-à-dire la différence de rémunération ou de gains entre les femmes qui ont des enfants et celles qui n'en ont pas.

Les deux courants d'ouvrages sont étroitement liés. La naissance d'un enfant a des répercussions négatives immédiates sur l'emploi de la mère parce que, à la naissance d'un enfant, les avantages liés au fait de demeurer à la maison et les coûts du travail augmentent pour la mère. En outre, si elle décide de rester à la maison et le reste pendant trop longtemps, il se peut que son capital humain se déprécie ou que la concordance travailleur-emploi disparaisse. Cela aura des répercussions négatives sur son taux de rémunération et ses gains, non seulement au cours des années suivant immédiatement la naissance d'un enfant, mais aussi pendant un certain nombre d'années par la suite.

Les études publiées ont tendance à être axées sur les effets immédiats ou à court terme de la naissance d'un enfant, et à laisser de côté les répercussions à long terme sur l'emploi et les gains, souvent en raison des limites des données. Par ailleurs, les études sur l'écart lié à la famille permettent généralement d'estimer un « effet de la maternité » unique sur la rémunération ou les gains de la mère et portent rarement sur la façon dont cet effet évolue au fil des ans après la naissance d'un enfant.

Contrairement aux travaux précédents, nous examinons les modèles d'emploi et de mobilité professionnelle des mères canadiennes, à court et à long terme. Nous portons une attention particulière à l'évolution de l'emploi à court et à long terme après la naissance d'un enfant, au cours des 20 dernières années au Canada. La population d'intérêt sous-jacente est constituée des femmes qui ont occupé un emploi rémunéré pendant une certaine période avant d'avoir donné naissance à un enfant. À partir de cette population, nous établissons d'abord un échantillon « large » des mères canadiennes qui répondaient à certaines conditions d'emploi, ce qui leur a permis de jouir de congés de maternité et de prestations de maternité/parentales avec protection de l'emploi.

À partir de cet échantillon large, nous avons déterminé que a) les taux d'emploi à court terme des mères canadiennes après la naissance d'un enfant ont augmenté du début des années 1980 jusqu'en 2000, et ont diminué depuis; b) les taux d'emploi à long terme des femmes canadiennes qui ont donné naissance à un enfant au début des années 2000 étaient plus élevés que ceux de leurs homologues qui ont donné naissance à un enfant au milieu des années 80; c) les mères canadiennes sont devenues moins susceptibles de quitter leur emploi au fil du temps, comparativement à leurs homologues « non-mères ».

Dans le contexte des ouvrages sur l'écart lié à la famille, la présente étude examine en outre les trajectoires des gains des mères canadiennes. Toutefois, en raison d'un certain nombre de limites des données, nous mettons l'accent sur un échantillon « restreint » de mères canadiennes, c'est-à-dire celles qui ont un niveau élevé d'activité sur le marché du travail, dans cette partie de l'étude. Néanmoins, nous pouvons contribuer de deux façons aux ouvrages publiés. D'une part,

plusieurs études indiquent que les interruptions de carrière en tant qu'employé rémunéré entraînent des pertes de gains qui ne peuvent jamais être complètement récupérées. Nos résultats montrent que les pénalités au chapitre des gains liées à la maternité diminuent au fil des ans après la naissance d'un enfant et peuvent disparaître ultérieurement. D'autre part, on peut prétendre que la pénalité au chapitre des gains liée à la maternité est faible pour les mères qui ont un niveau élevé d'activité sur le marché du travail. Si tel est le cas, nos résultats devraient aider à évaluer la limite inférieure de la pénalité au chapitre des gains liée à la maternité.

En examinant l'échantillon restreint de mères canadiennes, nous avons déterminé, tout d'abord, que les gains des mères n'ont pas diminué au cours des années précédant la naissance d'un enfant — un résultat qui permet de douter du bien-fondé de l'hypothèse de la maternité endogène. En deuxième lieu, nous avons déterminé que les pénalités au chapitre des gains liées à la maternité étaient considérables. Au cours de l'année de la naissance d'un enfant et de l'année suivante, les mères de notre échantillon ont connu des baisses de gains d'environ 40 % et 30 %, et elles ont continué de connaître des baisses de gains au cours d'un certain nombre d'années suivant la naissance de l'enfant. En troisième lieu, les effets sur les gains de la naissance d'un enfant n'étaient pas fixes : ils ont plutôt diminué au fil des années suivant la naissance de l'enfant. Les résultats de notre modèle le plus souple montrent que les pénalités au chapitre des gains liées à la maternité disparaissent sept ans après la naissance de l'enfant.

Par ailleurs, les pertes pour les mères qui sont retournées travailler pour l'employeur chez qui elles travaillaient avant la naissance de leur enfant étaient négligeables au-delà de la deuxième année suivant la naissance de l'enfant, une fois prise en compte la tendance de la croissance des gains individuels. Ce résultat laisse supposer que le capital humain propre à l'entreprise est probablement un facteur important du processus de récupération des gains pour les mères canadiennes.

1 Introduction

À titre d'événement clé au sein de la famille, la naissance d'un enfant a des répercussions importantes sur le bien-être de la mère, de l'enfant et de la famille. Les économistes s'intéressent principalement aux effets de la naissance d'un enfant sur l'offre de main-d'œuvre et sur les gains des mères, et des études exhaustives ont été menées dans ces domaines[1]. Plus récemment, deux courants d'ouvrages sur la naissance des enfants et les résultats des femmes sur le marché du travail ont suscité un intérêt particulier : l'un d'eux est axé sur les effets des politiques en matière de congé de maternité/congé parental sur l'emploi des mères après la naissance d'un enfant, et l'autre a trait à l'« écart lié à la famille », c'est-à-dire la différence de rémunération ou de gains entre les femmes qui ont des enfants et celles qui n'en ont pas.

Les deux courants d'ouvrages sont étroitement liés. La naissance d'un enfant a des répercussions négatives immédiates sur l'emploi de la mère pour les raisons suivantes : à la naissance d'un enfant, les avantages liés au fait de demeurer à la maison et les coûts du travail augmentent pour la mère. En outre, si elle demeure à l'écart du marché du travail pendant une durée suffisamment longue, en raison par exemple d'un congé de maternité/parental prolongé, il se peut que son capital humain se déprécie, ou que la concordance travailleur-emploi disparaisse. Cela aura des répercussions négatives sur son taux de rémunération et ses gains, non seulement au cours des années suivant immédiatement la naissance d'un enfant, mais aussi pendant un certain nombre d'années par la suite[2].

Les études publiées ont toutefois tendance à être axées sur les effets immédiats ou à court terme de la naissance d'un enfant, et à laisser de côté les répercussions à long terme sur l'emploi et les gains, souvent en raison des limites des données. Par exemple, Baker et Milligan (2005) examinent l'effet sur l'emploi après la naissance d'un enfant des dispositions législatives concernant les congés de maternité/parentaux avec protection de l'emploi au Canada, pour une période pouvant aller jusqu'à quatre mois, à partir des données de l'Enquête sur la population active de Statistique Canada, tandis que Marshall (1999) et Hanratty et Trzcinski (2005) examinent l'emploi des mères, jusqu'à deux ans après la naissance d'un enfant. Dans une étude récente, Skuterud (2008) accorde une attention à l'effet à long terme de la naissance d'un enfant sur l'emploi au Canada, mais l'auteur examine cet effet chez les mères mariées ayant eu seulement un enfant. Par ailleurs, les études sur l'écart lié à la famille permettent généralement d'estimer un « effet de la maternité » unique sur la rémunération ou les gains de la mère et portent rarement sur la façon dont cet effet évolue au fil des ans après la naissance d'un enfant.

Contrairement aux travaux précédents, nous examinons les modèles d'emploi et de mobilité professionnelle des mères canadiennes, tant à court qu'à long terme. Nous accordons une attention particulière à l'évolution de l'emploi à court et à long termes après la naissance d'un enfant, au cours des 20 dernières années au Canada, période pendant laquelle les prestations de maternité et les dispositions législatives en matière de protection de l'emploi ont changé de façon marquée. Étant donné que ces politiques et dispositions législatives s'appliquent aux femmes occupées seulement,

---

1. Des examens des ouvrages publiés précédemment se trouvent dans Killingsworth et Heckman (1986), Nakamura et Nakamura (1990) ou Browning (1992).

2. Browning (1992), par exemple, conclut que, jusqu'à l'âge de 10 ans, les enfants pourraient représenter les mêmes coûts que les nouveau-nés, du point de vue de la demande de temps, pour leurs parents.

la population d'intérêt sous-jacente est constituée des femmes qui ont occupé un emploi rémunéré pendant une certaine période avant la naissance d'un enfant. À partir de cette population, nous établissons d'abord un échantillon « large » des mères canadiennes qui répondaient à certaines conditions d'emploi, ce qui leur a permis de jouir de congés et de prestations de maternité/parentaux avec protection de l'emploi.

À l'aide de cet échantillon large, nous avons déterminé que : a) les taux d'emploi à court terme des mères canadiennes après la naissance d'un enfant ont augmenté du début des années 1980 à l'année 2000, et ont diminué depuis; b) les taux d'emploi à long terme des femmes canadiennes qui ont donné naissance à un enfant au début des années 2000 étaient beaucoup plus élevés que ceux de leurs homologues qui ont donné naissance à un enfant au milieu des années 1980; c) les mères canadiennes sont devenues moins susceptibles de quitter leur emploi ou de changer d'emploi au fil du temps, comparativement à leurs homologues « non-mères »[3].

Dans le contexte des ouvrages sur l'écart lié à la famille, la présente étude examine en outre les trajectoires des gains des mères canadiennes. Toutefois, en raison d'un certain nombre de limites dans les données, nous mettons l'accent sur un échantillon « restreint » de mères canadiennes, c'est-à-dire celles qui ont un niveau élevé d'activité sur le marché du travail. Néanmoins, nous pouvons contribuer de deux façons aux ouvrages publiés. D'une part, plusieurs études indiquent que les interruptions de carrière en tant qu'employé rémunéré entraînent des pertes de gains qui ne peuvent jamais être complètement récupérées[4]. Selon nos résultats, au moins pour un groupe, et peut-être un groupe de plus en plus important de mères qui ont un niveau élevé d'activité sur le marché du travail, les pertes de gains liées à la naissance d'un enfant — une interruption typique de la carrière pour les femmes — diminuent au fil des ans suivant la naissance d'un enfant, et les résultats de notre modèle le plus souple laissent supposer que les répercussions disparaissent après sept ans. D'autre part, on peut prétendre que la pénalité au chapitre des gains liée à la maternité est faible pour les mères qui ont un niveau élevé d'activité sur le marché du travail[5]. Si tel est le cas, nos résultats devraient aider à évaluer la limite inférieure de la pénalité au chapitre des gains liée à la maternité.

Parmi les caractéristiques de la présente étude figure le fait que nous empruntons des techniques des ouvrages sur l'évaluation des programmes, c'est-à-dire que nous établissons un groupe de comparaison (ou de contrôle) de femmes pour différentes cohortes de mères (le groupe traité). Cela nous permet d'obtenir des estimations de la différence à l'intérieur des différences pour les paramètres d'intérêt, selon les gains contrefactuels des mères, c'est-à-dire les gains qu'elles auraient touchés si elles n'étaient pas devenues mères. Grâce à nos données, nous pouvons estimer à la fois le modèle à effets fixes, qui tient compte de la coordonnée à l'origine propre à la personne, et le

3. Les femmes « non-mères » (groupe de comparaison ou de contrôle) sont celles qui n'ont pas donné naissance à un enfant au cours d'une période donnée. Elles peuvent avoir donné naissance à un enfant avant la période d'observation ou pourraient donner naissance à un enfant à l'avenir.

4. Il s'agit notamment des travaux de Corcoran (1979), Jacobsen et Levin (1995), Mincer et Ofek (1982) et Stratton (1995). Voir aussi Phipps, Buirton et Lethbridge (2001).

5. Par exemple, celles qui ont un niveau élevé d'activité sur le marché du travail sont souvent celles qui sont dotées d'un capital humain important et qui ont tendance à retourner sur le marché du travail plus tôt que tard après la naissance d'un enfant. Par conséquent, elles connaîtront de moins grandes pertes de capital humain liées à la naissance d'un enfant. Voir Shapiro et Mott (1994).

modèle à tendance fixe, qui tient compte également de la trajectoire de croissance des gains propres à la personne.

Dans le cas de l'échantillon restreint des mères canadiennes, nos résultats montrent que a) la baisse des gains pour les mères l'année de la naissance d'un enfant oscille autour de 40 %, et les prestations et congés de maternité/parentaux compensent pour environ la moitié de cette baisse; b) les effets négatifs de la naissance d'un enfant sur les gains des mères diminuent au fil des ans après la naissance d'un enfant, les résultats du modèle le plus souple (à tendance fixe) laissant supposer que l'effet disparaît après sept ans; et c) les résultats du modèle à tendance fixe laissent aussi supposer que les effets négatifs de la naissance d'un enfant pour les mères qui retournent travailler pour l'employeur chez qui elles travaillaient avant la naissance de l'enfant sont négligeables au-delà de la deuxième année suivant la naissance de l'enfant.

Le reste du présent document est organisé de la façon suivante. À la section 2, nous examinons l'ensemble de données et nous établissons l'échantillon large et l'échantillon restreint des mères et de leurs homologues non-mères. À la section 3, nous examinons l'emploi des mères canadiennes après la naissance d'un enfant à partir de l'échantillon large. La section 4 sert à présenter notre principal cadre empirique, tandis que la section 5 présente les estimations de la pénalité au chapitre des gains liée à la maternité pour les mères occupées de façon continue. À la section 6, nous traitons de la robustesse des résultats. Un sommaire et des conclusions figurent à la section 7.

2 Données

2.1 Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre

L'ensemble de données utilisé dans la présente étude est le Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre (FDLMO). Le FDLMO représente un échantillon aléatoire de 10 % de tous les travailleurs canadiens, qui est élaboré grâce à l'intégration des données de quatre sources : les fichiers de Relevés d'emploi (RE) de Ressources humaines et Développement social Canada, les fichiers T1 et T4 de l'Agence des douanes et du revenu du Canada, et le Programme d'analyse longitudinale de l'emploi de la Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail de Statistique Canada.

Le RE indique la raison de l'interruption de l'emploi. Parmi les différentes raisons figure le congé de maternité. Le congé de maternité est protégé par les dispositions législatives touchant les normes d'emploi dans tous les secteurs de compétence au Canada. Il est conçu pour donner aux mères la possibilité de se retirer temporairement du marché du travail, en raison de leur grossesse, et leur donner du temps pour récupérer après la naissance d'un enfant. Le statut de mère des femmes occupées est déterminé par le congé de maternité.

On se demande immédiatement dans quelle mesure le concept de naissance énoncé précédemment rend compte de la naissance réelle. Pour répondre à cette question, nous utilisons les données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de 1993 à 2004, afin de calculer le nombre de naissances par femme occupée âgée entre 18 et 49 ans. Ces chiffres figurent dans la colonne 2 du tableau A.1 en annexe. Ils peuvent être comparés à ceux de la colonne 1, c'est-à-dire le nombre estimé de mères à partir du FDLMO pour la même période, selon le concept de naissance fondé sur le congé de maternité. Il convient de souligner que les chiffres de la colonne 1 correspondent au

nombre estimé de femmes qui ont eu un congé de maternité (et, par conséquent, au nombre de femmes qui ont donné naissance à un enfant), tandis que la colonne 2 représente le nombre estimé d'enfants nés par femme occupée, ce qui fait qu'il est naturel de noter certains écarts entre les colonnes 1 et 2 en raison des erreurs d'échantillonnage et des erreurs non dues à l'échantillonnage, comme les naissances multiples. Néanmoins, les deux colonnes se rapprochent assez l'une de l'autre et, par conséquent, nous sommes raisonnablement assurés que notre concept de naissance fondé sur le congé de maternité rend très bien compte des naissances réelles.

Le FDLMO comporte deux avantages principaux par rapport à d'autres sources de données. D'une part, la taille importante de l'échantillon nous permet de créer un groupe de femmes — le groupe de contrôle dans le vocabulaire de l'évaluation des programmes — qui n'ont pas donné naissance à un enfant au cours d'une période donnée. Le groupe de contrôle de femmes nous aide à estimer le profil des gains contrefactuels des mères. D'autre part, comme les données portent sur plus de 20 ans, nous pouvons étudier comment les effets de la maternité sur l'emploi et les gains ont changé au fil du temps.

Le FDLMO fournit en outre des données plus fiables et précises que d'autres sources. Par exemple, étant donné que les employeurs doivent s'inscrire auprès de l'Agence des douanes et du revenu du Canada et qu'ils délivrent à chaque employé un relevé T4 qui résume les gains reçus pendant une année, les données sur les gains ne devraient pas comporter d'erreur de remémoration de la part des travailleurs. En ce qui a trait aux données sur la cessation d'emploi, la *Loi sur l'assurance-emploi* exige des employeurs qu'ils délivrent un RE lorsque survient une interruption des gains pour un employé qui occupe un emploi ouvrant droit à des prestations, et prévoit une pénalité ou une poursuite pour la non-conformité dans le cas des employeurs qui ne délivrent pas de RE et des employeurs qui inscrivent une fausse raison ou une raison erronée pour justifier la cessation d'emploi. Par ailleurs, le FDLMO comprend des identificateurs des employeurs. Cela nous permet de faire une distinction entre les mères qui sont retournées travailler pour le même employeur et celles qui ne sont pas retournées travailler pour leur employeur précédent après leur congé de maternité.

Comme les autres ensembles de données administratives, le FDLMO comprend peu de renseignements sur les caractéristiques individuelles et familiales des travailleurs, comme la scolarité, l'expérience de travail, la syndicalisation, la profession, le revenu familial, l'état matrimonial, etc.[6]. Toutefois, comme le FDLMO permet de suivre un échantillon représentatif au niveau national des travailleurs sur une très longue période, il s'agit d'un ensemble de données unique pour examiner les effets à long terme et à court terme de la maternité sur l'emploi et les gains.

2.2 Échantillons de mères et de non-mères

L'absence de certaines variables dans les données nous force à utiliser un échantillon assez restrictif de mères, en vue d'estimer les pénalités au chapitre des gains liées à la maternité. Pour examiner les effets des restrictions de l'échantillonnage, nous commençons avec un échantillon relativement large de mères. Il s'agit de celles qui répondent aux trois conditions suivantes : 1) elles étaient âgées

6. L'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu comprend ces renseignements, mais les panels de six ans ne sont pas suffisamment longs pour nous permettre d'examiner les variations des gains plusieurs années avant et plusieurs années après la naissance d'un enfant.

de 20 à 39 ans l'année où elles ont donné naissance à leur enfant (année *t*); 2) au cours de l'année *t*, elles étaient occupées avant de partir en congé de maternité et n'ont pas connu d'autres cessations d'emploi (que celle attribuable au congé de maternité); et 3) au cours de l'année *t*-1, elles ont travaillé et n'ont pas eu d'enfant. Le groupe de comparaison des femmes répond à toutes les conditions qui précèdent, sauf qu'elles n'ont pas donné naissance à un enfant au cours de l'année *t*.

Nous imposons la première restriction afin d'éviter les problèmes possibles liés aux mères adolescentes, qui peuvent avoir un profil de gains différent de celui des autres femmes, en raison par exemple des années de scolarité manquées/reportées et, de ce fait, de l'investissement en capital humain plus faible/reporté. Les deuxième et troisième restrictions nous permettent de mettre l'accent sur les femmes qui occupaient un emploi rémunéré pendant une période avant de donner naissance à leur enfant, ce qui fait qu'elles étaient admissibles à des prestations de maternité et assujetties à une protection obligatoire de l'emploi. Ces restrictions nous permettent d'établir 19 cohortes de mères (les cohortes de 1984, 1985, … et 2003), qui représentent environ 86 % de toutes les femmes occupées qui sont devenues mères au cours de la période de 1984 à 2003.

Chacune des femmes du groupe de comparaison est affectée à une cohorte de non-mères. Par exemple, la cohorte de non-mères de 1984 comprend les femmes qui étaient âgées de 20 à 39 ans en 1984 (année *t*), qui étaient occupées en 1983 (année *t*-1) et en 1984, et qui n'ont pas connu de cessation d'emploi au cours de ces deux années. Nous utilisons l'échantillon large principalement pour produire certaines mesures chronologiques de l'emploi, de la mobilité professionnelle et des gains des mères canadiennes après la naissance d'un enfant, et des mesures correspondantes pour les groupes de comparaison. Le tableau 1 présente certaines statistiques simples sur trois cohortes représentatives (1984, 1994 et 1999). Les caractéristiques additionnelles pour ces mères et les autres femmes sont comprises dans le tableau A.3 en annexe.

Tableau 1
Les deux chantillons de mères et d'autres femmes, âge moyen et nombre d'observations

	Âge moyen	Nombre d'observations
Échantillon 1		
Cohorte de 1984		
Mères	28,0	11 440
Autres femmes	28,7	199 359
Cohorte de 1994		
Mères	29,7	13 149
Autres femmes	30,1	214 952
Cohorte de 1999		
Mères	30,2	12 099
Autres femmes	29,9	236 104
Échantillon 2		
Cohortes de 1991 à 1996 : 1 ou 2 naissances	28,6	7 086
Cohortes de 1991 à 1996 : 1 naissance	29,4	3 714
Autres femmes	31,6	20 992

Source : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main d'œuvre, 1983 à 2004.

Notre deuxième échantillon (restreint) de mères comprend celles qui ont donné naissance à un ou deux enfants au cours des périodes de cinq ans suivantes : 1991 à 1995, 1992 à 1996, 1993 à 1997,

1994 à 1998, 1995 à 1999 et 1996 à 2000[7]. Elles ne doivent pas avoir donné naissance à un enfant pendant des années autres que celles de la période précisée. Par exemple, la cohorte de mères de 1991 comprend celles qui ont donné naissance à un enfant en 1991 et celles qui ont donné naissance à un enfant en 1991 et à un autre enfant au cours de la période de quatre ans qui a suivi (1992 à 1995). Une mère appartenant à cette cohorte ne doit pas avoir donné naissance à un enfant au-delà de la période de 1991 à 1995. C'est donc dire que ces femmes n'ont pas eu d'enfant de 1983 à 1990 et de 1996 à 2004.

Nous restreignons davantage les cohortes précédentes de mères à celles qui sont nées entre 1954 et 1968, afin qu'il ait été possible pour elles de donner naissance à un enfant au cours de la première année d'observation (1983) et pour diminuer la probabilité que leurs gains soient affectés par des considérations liées à la retraite au cours de la dernière année d'observation (2004). Nous leur imposons d'autres restrictions, à savoir qu'elles appartiennent à la population active, qu'elles aient eu des gains positifs chaque année et qu'elles n'aient pas connu de mise à pied permanente de 1983 à 2004[8].

Nous aurions pu inclure plus de cohortes de mères dans notre échantillon, mais nous avons choisi de mettre l'accent uniquement sur les cohortes de 1991 à 1995, 1992 à 1997, … et 1996 à 2000. Même si cela réduit notre échantillon de mères, cela nous permet d'estimer l'effet de la maternité sur les gains des mères pour une période allant jusqu'à neuf ans après la naissance d'un enfant, selon notre cadre empirique. Le choix nous permet aussi d'examiner les effets de la naissance d'un enfant sur les gains précédant la naissance pour une période pouvant aller jusqu'à trois ans. Par ailleurs, si nous devions inclure celles qui ont donné naissance à un enfant plus tôt, par exemple, entre 1988 et 1992, nous pourrions uniquement évaluer les pertes de gains suivant la naissance d'un enfant pour une période pouvant aller jusqu'à cinq ans. En outre, si nous devions inclure une cohorte plus tardive, par exemple, celles qui ont donné naissance à un enfant entre 1997 et 2001, nous pourrions uniquement évaluer les gains précédant la naissance de l'enfant pour une période pouvant aller jusqu'à deux ans.

Parmi les problèmes possibles liés à la restriction concernant l'année de naissance pour les mères est que certaines des mères seront relativement « vieilles » lorsqu'elles seront observées pour la première fois (en 1983), par exemple, celles nées en 1954 étant âgées de 29 ans au moment de la première observation. Il se peut que certaines de ces femmes « plus âgées » aient déjà donné naissance à un ou plusieurs enfants avant d'avoir été observées. Par conséquent, les naissances saisies pourraient être la deuxième ou la troisième, et les gains des femmes concernées pourraient avoir été affectés par ces naissances possibles, mais non observées. Toutefois, si nous avions sélectionné uniquement celles qui n'étaient pas susceptibles d'avoir donné naissance à un enfant avant d'avoir été observées pour la première fois, c'est-à-dire celles qui étaient âgées de 15 à 19 ans au cours de la première année d'observation, nous aurions obtenu un petit échantillon non représentatif des mères canadiennes. Elles deviendraient non représentatives une fois imposée l'autre restriction, à savoir faire partie du marché du travail au cours de toutes les années observables, étant donné que celles qui ont commencé à travailler entre 15 et 19 ans et qui ont

7. Le nombre de femmes qui ont donné naissance à trois enfants ou plus au cours de la période de cinq ans est très faible. Nous les excluons pour faciliter l'analyse.

8. La mise à pied permanente est définie comme une mise à pied par suite de laquelle le travailleur ne revient pas chez son ancien employeur au cours de l'année de la mise à pied et de l'année suivante.

continué d'être sur le marché du travail chaque année au cours des 20 années suivantes étaient susceptibles d'être des travailleuses peu scolarisées. Ainsi, nous avons choisi d'inclure les femmes qui étaient âgées de 29 ans au moment de leur première observation dans notre échantillon. Nous vérifierons comment cela affecte la robustesse de nos résultats plus tard.

Il existe plusieurs raisons pour exiger que les femmes échantillonnées fassent partie du marché du travail chaque année. La principale raison est qu'en imposant une telle restriction, nous pouvons surmonter certains inconvénients liés aux données. Il est bien connu que, dans toute étude des gains, la scolarité et l'expérience de travail sont des variables explicatives clés. Toutefois, nous n'avons pas de renseignements sur ces variables dans le FDLMO. Si nous exigeons que les femmes échantillonnées soient sur le marché du travail chaque année, leur âge peut être utilisé comme une approximation de l'expérience de travail. Par ailleurs, si une femme a travaillé de façon continue, son niveau de scolarité demeurera constant dans une large mesure, et l'effet de la scolarité sur les gains pourra être pris en compte dans un modèle à effets fixes.

Il existe une autre raison, à savoir que nous voulons saisir toutes les naissances chez les femmes occupées. Si nous permettons que certaines femmes ne soient pas sur le marché du travail pendant quelques années, il est possible que ces femmes aient donné naissance à un ou plusieurs enfants au cours de ces années. Le FDLMO ne nous permet pas de saisir ces naissances, et nos estimations sont susceptibles d'être affectées par ces naissances si l'effet de la maternité sur les gains dure pendant quelques années. En outre, nous voulons aussi supprimer les effets d'une mise à pied permanente sur les gains des mères potentielles. Des recherches antérieures ont montré qu'une mise à pied permanente en raison de la fermeture d'une usine ou d'un congédiement massif réduit les gains annuels des travailleurs (y compris les mères) chaque année, avant, pendant et après leur mise à pied[9]. Ainsi, en imposant la restriction concernant l'absence de mise à pied permanente, nous devrions obtenir un profil des gains ne comportant pas d'effets de la mise à pied. Enfin, en exigeant des mères qu'elles soient sur le marché du travail chaque année, nous pouvons éviter les biais possibles causés par l'attrition de l'échantillon ou les données manquantes.

Lorsque les restrictions qui précèdent sont imposées, nous obtenons notre échantillon restreint de mères. Les six cohortes de mères comprennent 7 086 femmes qui ont donné naissance à 9 440 enfants au total dans la période de 1991 à 1996. Parmi les 9 440 naissances, 3 714 ont été des naissances uniques (voir le tableau 1). En ce qui a trait au nombre de mères, les 7 086 mères représentent environ 13 % de toutes les femmes occupées (du même âge) qui ont donné naissance à un enfant dans la période de 1991 à 1996[10]. Le tableau 1 comprend en outre certaines données de

9. Le cas pour le Canada est examiné dans Morissette, Zhang et Frenette (2006).

10. Voir les colonnes 3 et 4 du tableau 1 et du tableau A.4 en annexe.

base pour le groupe de comparaison correspondant (autres femmes), qui est constitué des femmes qui 1) sont nées entre 1954 et 1968 inclusivement, et 2) ont eu des gains positifs, n'ont pas connu de mise à pied permanente et n'ont pas donné naissance à un enfant de 1983 à 2004[11].

3 Preuves descriptives de l'emploi, de la mobilité professionnelle et des gains des mères canadiennes après la naissance d'un enfant

3.1 Emploi après la naissance d'un enfant

La naissance d'un enfant augmente les incitatifs pour la mère de demeurer à la maison, et si la mère demeure à la maison pendant une période prolongée, sa propension à travailler par la suite diminuera probablement, étant donné qu'une longue interruption de la carrière peut nuire à ses compétences de travail ou à sa possibilité de trouver un nouvel emploi. Il est par conséquent souhaitable d'évaluer les effets à court et à long termes de la naissance d'un enfant sur l'emploi[12].

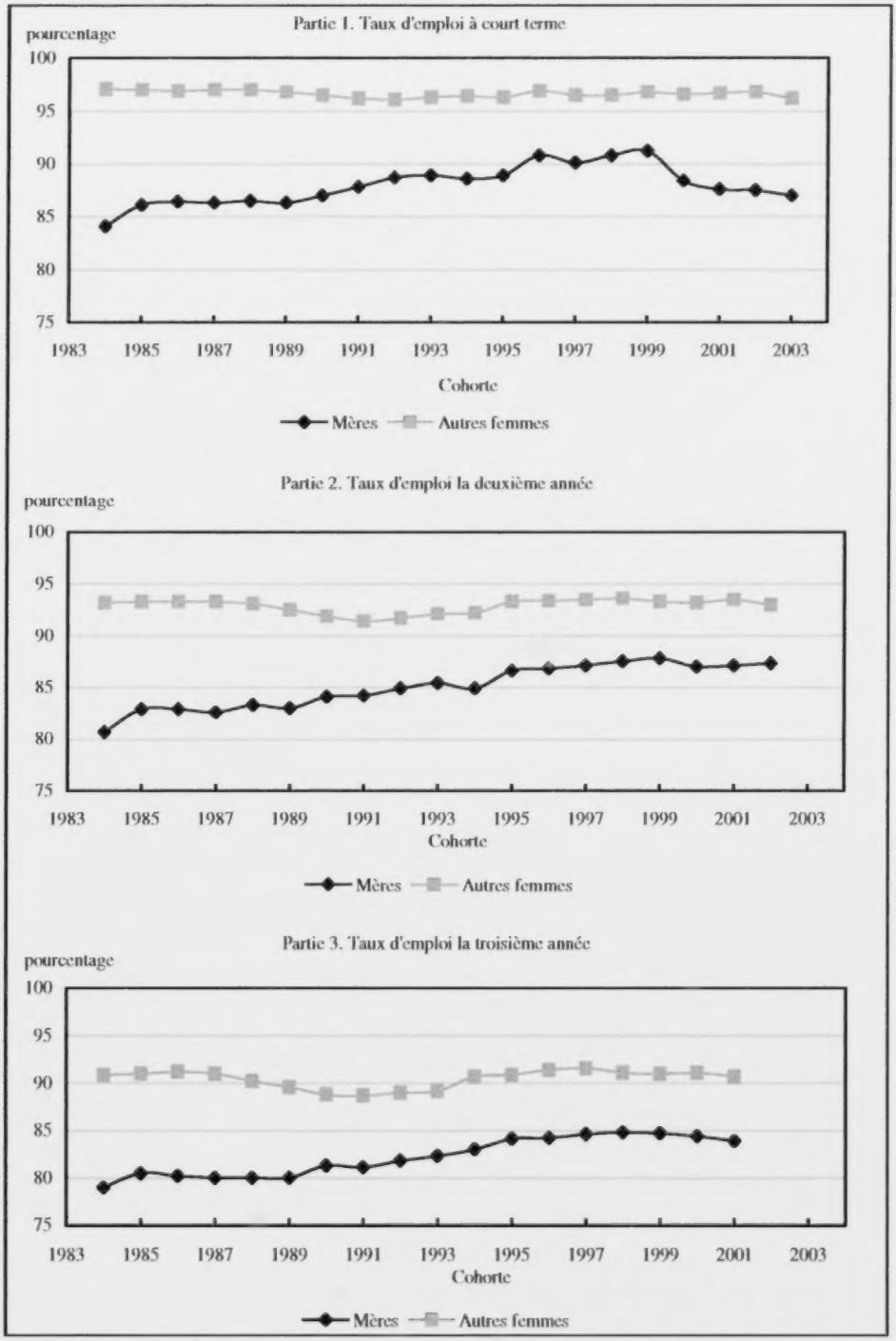
Nous utilisons le pourcentage de mères qui reviennent au travail au cours de la première année suivant la naissance d'un enfant, en vue de mesurer l'effet à court terme de la naissance d'un enfant sur l'emploi. Nous désignons ce pourcentage comme le taux d'emploi à court terme suivant la naissance d'un enfant. Il s'agit simplement de la réponse à la question suivante : parmi toutes les mères qui ont donné naissance au cours de l'année t, combien sont occupées au cours de l'année t+1? De même, nous utilisons les taux d'emploi des autres années suivant la naissance d'un enfant pour mesurer les effets à plus long terme de la naissance d'un enfant sur l'emploi des mères. La figure 1 décrit les taux d'emploi des mères canadiennes au cours de la première, de la deuxième et de la troisième années suivant la naissance d'un enfant. La colonne 1 du tableau 2 et la colonne 1 du tableau A.2 en annexe comprennent les taux d'emploi pour les autres années suivant la naissance d'un enfant et ceux pour les femmes du groupe de comparaison[13].

11. Les répartitions par âge des mères et du groupe de comparaison sont légèrement différentes dans l'échantillon restreint. Nous avons tenté d'établir un groupe de comparaison différent en restreignant l'année de naissance pour qu'elle se situe dans la période de 1957 à 1968, ce qui a produit un âge moyen et un âge médian similaires à ceux du groupe traité. À partir de cet autre groupe de comparaison, les résultats de la régression changent peu comparativement à ceux présentés dans le présent document, les années de naissance du groupe de contrôle étaient les mêmes (de 1954 à 1968) que celles du groupe traité.

12. Une femme a été définie comme occupée au cours d'une année si elle a tiré des gains positifs d'un ou de plusieurs emplois rémunérés.

13. À noter que l'axe horizontal de la figure représente différentes cohortes de mères et de non-mères. Elle mesure en outre le temps (année) implicitement. Par exemple, dans la partie 1, le pourcentage de 84 % pour la cohorte des mères de 1984 correspond au taux d'emploi de cette cohorte de mères en 1985 (la première année suivant la naissance d'un enfant).

Figure 1
Taux d'emploi conditionnels des mères et des autres femmes



Source : Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, 1983 à 2004.

Trois observations peuvent être faites à partir de la figure 1. La première est que les taux d'emploi à long et à court termes des mères canadiennes sont uniformément plus faibles que ceux de leurs homologues non-mères. Par exemple, le taux d'emploi à court terme de la cohorte de mères de 1984 est de 84 %, soit 13 points de moins que celui de leurs homologues non-mères; même si le taux d'emploi de la cohorte des mères de 2001 en 2004 (la troisième année suivant la naissance de l'enfant) est de 84 %, et le taux d'emploi correspondant pour le groupe de comparaison est de 91 %. Comme il est mentionné précédemment, la naissance d'un enfant augmente les coûts marginaux et réduit les avantages marginaux du travail, et il n'est par conséquent pas surprenant d'observer que les taux d'emploi suivant la naissance d'un enfant chez les mères canadiennes sont généralement plus faibles que ceux de leurs homologues non-mères.

La deuxième observation tirée de la figure 1 est que les taux d'emploi à court terme après la naissance d'un enfant des cohortes successives de mères canadiennes ont augmenté du milieu des années 1980 à la fin des années 1990, puis ont commencé à diminuer au début des années 2000. Par exemple, pour la cohorte de mères de 1984, le taux d'emploi au cours de la première année suivant la naissance d'un enfant est de 84 %. Le taux d'emploi a atteint un record de tous les temps de 91 % pour la cohorte de mères de 1999, puis a diminué pour s'établir au niveau de 87 % à 88 % pour la cohorte de mères du début des années 2000.

L'observation qui précède semble laisser supposer un rapport non linéaire entre les taux d'emploi à court terme après la naissance d'un enfant et la générosité du régime de congés de maternité avec protection de l'emploi (voir en annexe l'évolution du régime de congés de maternité avec protection de l'emploi au Canada). Lorsque la protection est de courte durée, les taux d'emploi des nouvelles mères au cours de la première année suivant la naissance d'un enfant sont faibles. Lorsque la durée de la protection est allongée de façon modérée, les taux d'emploi après la naissance d'un enfant augmentent. Toutefois, lorsque le régime est élargi de façon substantielle, la durée de la protection dépassant une année, les taux d'emploi à court terme après la naissance d'un enfant diminuent[14].

Le rapport non linéaire peut être expliqué de la façon suivante : lorsque le congé avec protection de l'emploi était relativement court, par exemple 17 semaines, certaines mères n'étaient simplement pas capables de récupérer physiquement de la naissance de leur enfant, et d'autres avaient de la difficulté à laisser leur enfant âgé de 17 semaines à quelqu'un d'autre. Il se peut que ces mères aient choisi de demeurer à la maison et aient abandonné leur droit de retour à l'emploi qu'elles occupaient avant la naissance de leur enfant. Par conséquent, elles ont peut-être cherché un nouvel emploi lorsqu'elles ont été prêtes à travailler. Toutefois, lorsque le congé de maternité avec protection de l'emploi est devenu modérément long, comme ce qui s'est produit au cours des années 1990 au Canada, les obstacles à l'emploi mentionnés précédemment ont disparu ou se sont atténués et, par conséquent, les taux d'emploi après la naissance d'un enfant ont augmenté.

Toutefois, lorsque le régime est élargi et la durée de protection augmente à plus d'une année, il devient possible pour certaines mères de prendre congé pendant l'ensemble de la première année suivant la naissance de leur enfant et de conserver leur droit de retour à l'emploi qu'elles occupaient avant la naissance de l'enfant. Par exemple, en 2000, environ 29 % des mères étaient originaires du Québec, du Manitoba et du Nouveau-Brunswick. En vertu des dispositions législatives provinciales,

14. Cela correspond aux constatations de Baker et Milligan (2005) selon lesquelles un élargissement modéré du régime de congé de maternité avec protection de l'emploi n'augmente pas le temps que les nouvelles mères passent à la maison, ce que fait un élargissement important du régime.

les mères du Québec pouvaient reprendre l'emploi qu'elles occupaient avant la naissance de leur enfant jusqu'à 70 semaines après celle-ci, tandis que les mères du Manitoba et du Nouveau-Brunswick pouvaient reprendre l'emploi qu'elles occupaient avant la naissance de leur enfant jusqu'à 54 semaines après celle-ci. Ainsi, les mères du Québec qui ont donné naissance à un enfant entre la deuxième moitié d'août et le mois de décembre, et les mères du Manitoba et du Nouveau-Brunswick qui ont donné naissance à un enfant au cours de la deuxième moitié de décembre 2000, ont toutes pu prendre congé pendant l'ensemble de 2001 et retourner à leur emploi précédant en janvier 2002. C'est donc dire que la baisse observée du taux d'emploi à court terme pour la cohorte des mères canadiennes de 2000 est très probablement venue du fait que certaines d'entre elles ont pris plus d'une année de congé. La même explication s'applique aux baisses des taux d'emploi à court terme pour les cohortes de mères canadiennes de 2001 à 2003[15].

Tableau 2
Emploi conditionnel et taux de départ des mères canadiennes

	Pourcentage de mères travaillant au cours des années suivant la naissance de leur enfant					Pourcentage de départ	
Cohorte	1 an après	2 ans après	3 ans après	4 ans après	5 ans après	3 premières années	5 premières années
1984	84,1	80,7	79,0	77,6	76,5	9,7	7,1
1985	86,1	82,9	80,5	78,9	77,2	8,1	6,1
1986	86,4	82,9	80,2	78,5	77,1	8,2	6,3
1987	86,3	82,6	80,0	77,5	76,2	7,7	6,1
1988	86,5	83,3	80,0	77,8	76,8	7,7	6,4
1989	86,3	83,0	80,0	77,1	75,4	8,2	6,6
1990	87,0	84,1	81,3	78,5	77,0	7,8	6,2
1991	87,8	84,2	81,1	78,8	77,2	7,4	5,8
1992	88,7	84,9	81,8	79,2	79,4	6,9	5,0
1993	88,9	85,4	82,3	81,8	80,4	6,7	4,9
1994	88,6	84,9	83,0	81,3	80,8	7,0	5,1
1995	88,9	86,6	84,1	82,4	81,4	6,1	4,6
1996	90,8	86,8	84,2	82,9	81,7	5,6	4,2
1997	90,1	87,1	84,6	82,5	81,1	5,6	4,2
1998	90,8	87,5	84,8	82,8	81,9	5,3	4,2
1999	91,2	87,8	84,7	83,2	81,9	5,1	3,8
2000	88,4	87,0	84,4	82,6	...	5,8	...
2001	87,6	87,1	83,9	...	...	5,6	...
2002	87,5	87,3	...	...	...	...	...
2003	87,0	...	...	...	...	...	...

... n'ayant pas lieu de figurer
Source : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, 1983 à 2004.

La troisième observation de la figure 1 est que les taux d'emploi à long terme des mères canadiennes après la naissance d'un enfant ont augmenté à partir du milieu des années 1980 et ont atteint un record de tous les temps en 1999, sans aucune diversion. Toutefois, les taux d'emploi à long terme des cohortes de mères du début des années 2000 ont diminué légèrement. Étant donné que les taux d'emploi du groupe de comparaison correspondant ont aussi diminué à

15. Nous effectuons des analyses probit de l'emploi à court et à long terme des mères canadiennes en contrôlant l'âge, la cohorte, la taille de l'employeur, les gains précédents et la province. Aucune de ces variables ne peut expliquer les différences au chapitre de l'emploi entre les mères et les autres femmes.

partir du début des années 2000, la stabilisation des taux d'emploi à long terme des cohortes de mères du début des années 2000 ne semble pas substantielle.

Pour vérifier ce qui précède, nous utilisons aussi les taux de départ à long terme des mères canadiennes, afin de produire une mesure de rechange des modèles d'emploi des mères canadiennes suivant la naissance d'un enfant. Nous avons calculé les taux de départ de la population active au cours des trois premières et des cinq premières années suivant la naissance d'un enfant[16]. Les résultats (tableau 2, côté droit) indiquent que les femmes qui ont donné naissance à un enfant au début des années 2000 étaient moins susceptibles de quitter le marché du travail au cours des années suivant la naissance de leur enfant que leurs homologues du milieu des années 1980. Par exemple, environ 8 % des mères qui ont donné naissance à un enfant au milieu et à la fin des années 1980 ont quitté le marché du travail au cours des trois premières années suivant la naissance de leur enfant, mais à la fin des années 1990 et au début des années 2000, moins de 6 % des mères ont quitté le marché du travail au cours des trois premières années suivant la naissance de leur enfant.

3.2 Mobilité professionnelle après la naissance d'un enfant

La naissance d'un enfant fait ressortir les problèmes d'équilibre entre le travail et la vie familiale pour les parents, particulièrement les mères. Même si la tradition pour les travailleuses de se retirer complètement du marché du travail après avoir donné naissance à un enfant est depuis longtemps révolue, certaines mères quittent encore leur emploi en raison du manque de souplesse de leur horaire, des difficultés de déplacement ou de l'absence de services de garde. Nous avons calculé le taux de départ des nouvelles mères au cours des premières années suivant la naissance d'un enfant et les taux de départ pour le groupe de comparaison. Les principaux résultats sont indiqués dans la figure 2.

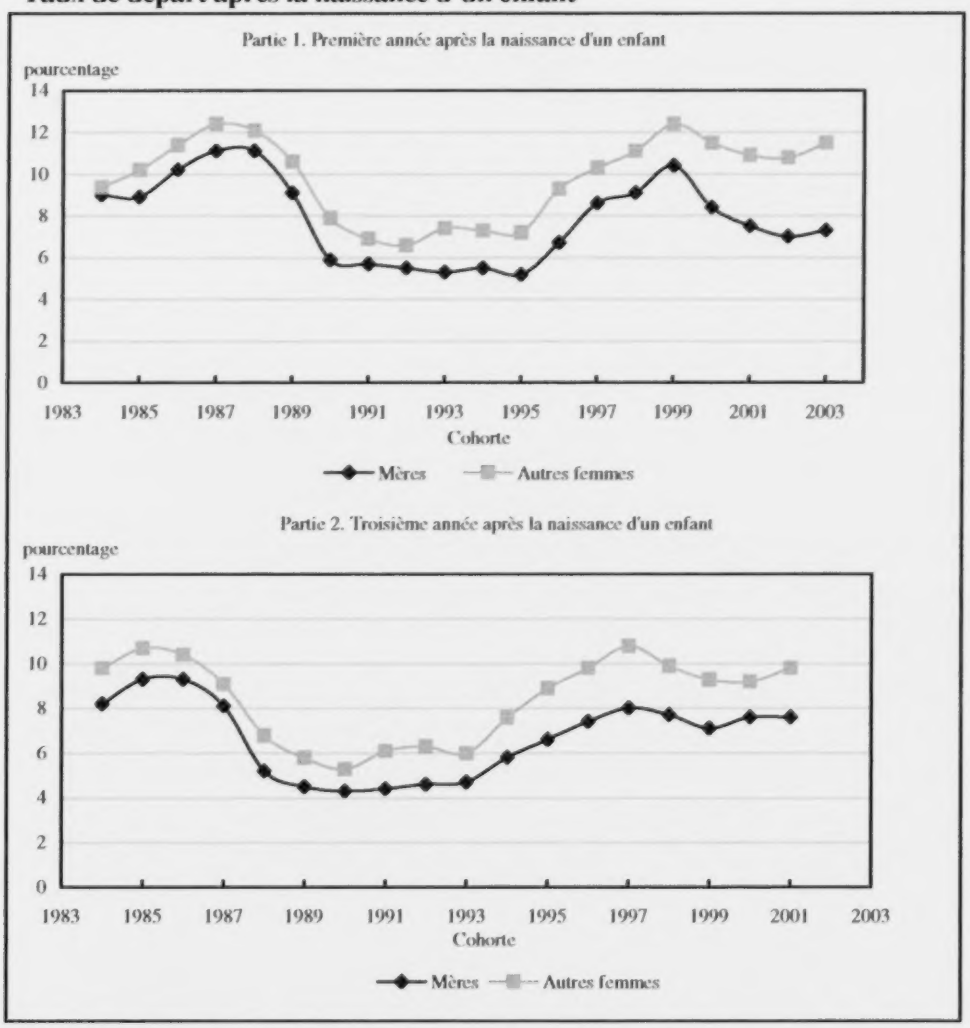
La figure montre que les taux de départ des nouvelles mères et du groupe de comparaison ont fluctué au fil du temps : les mères qui ont donné naissance à un enfant pendant la période de récession économique avaient des taux de départ plus faibles que les mères qui ont donné naissance à un enfant pendant les années d'essor. Qui plus est, lorsqu'on les compare à ceux des non-mères, les taux de départ des mères, tant à court qu'à long terme, et tant en période de récession que d'essor, ont été uniformément plus faibles, les différences devenant plus évidentes au fil du temps. Par exemple, au milieu des années 1980, les taux de départ des nouvelles mères au cours des premières années suivant la naissance de leur enfant étaient généralement inférieurs à ceux du groupe de référence dans une proportion d'environ 1 point de pourcentage, la différence ayant augmenté au début des années 2000, pour s'établir à plus de 3 points de pourcentage.

L'observation selon laquelle les mères avaient des taux de départ plus faibles que les autres femmes est facilement prévisible, étant donné que les taux de départ des mères ont été mesurés pour un groupe de femmes qui est revenu sur le marché du travail après avoir donné naissance à un enfant.

16. Nous définissons une mère comme ayant quitté le marché du travail au cours d'une période de trois (cinq) ans suivant la naissance de son enfant si elle n'a pas eu de gains au cours des trois (cinq) années consécutives suivant la naissance de son enfant. Nous ne définissons pas les taux de départ à court terme (p. ex., une année) parce qu'une mère qui n'a pas travaillé au cours de la première année suivant la naissance de son enfant peut simplement avoir profité de son congé de maternité avec protection de l'emploi et ne pas avoir quitté par conséquent du marché du travail.

Celles qui ne sont pas revenues au travail ne faisaient pas partie de la population qui a servi à calculer le taux de départ. En moyenne, il n'est pas déraisonnable de présumer que les mères qui sont revenues sur le marché du travail étaient celles qui avaient un niveau plus élevé d'activité sur le marché du travail, de plus grandes motivations professionnelles et/ou des appariements d'emploi plus productifs que les mères qui ne sont pas revenues au travail (dont certaines ne reviendront peut-être jamais), particulièrement à plus long terme. Autrement dit, les taux de départ des mères sont définis à partir d'un groupe sélectionné de mères qui avaient un niveau relativement élevé d'activité sur le marché du travail et, ainsi, il est possible que leurs taux de départ aient été inférieurs aux taux de départ moyens du groupe de comparaison.

Figure 2
Taux de départ après la naissance d'un enfant



Source : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, 1983 à 2004.

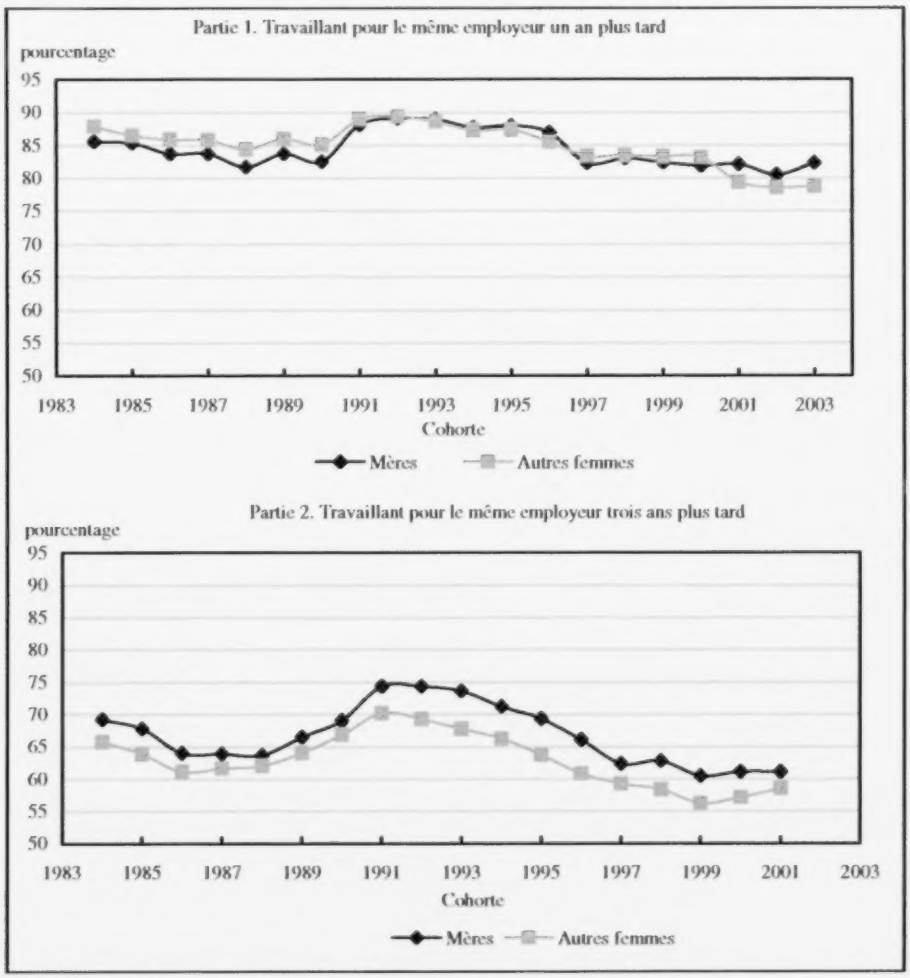
Selon la théorie courante du capital humain, le fait qu'une mère revienne travailler pour le même employeur/dans le même emploi qu'avant la naissance de son enfant peut faire une différence significative au chapitre des résultats sur le marché du travail, étant donné que le retour au même employeur/emploi signifie qu'une mère perdra peu en ce qui a trait à son capital humain propre à

l'entreprise ou à son ancienneté, particulièrement si elle reprend relativement rapidement l'emploi qu'elle occupait avant la naissance de son enfant. Ainsi, il est intéressant d'examiner directement la proportion de nouvelles mères qui ont travaillé pour l'employeur chez qui elles travaillaient avant la naissance de leur enfant au cours des années suivant cette naissance.

Les résultats sont présentés graphiquement dans la figure 3, pour la première et la troisième années suivant la naissance de l'enfant. Encore une fois, la probabilité de travailler pour le même employeur est tributaire des fluctuations économiques, tant pour les mères que pour les autres femmes, principalement parce qu'un moins grand nombre d'autres possibilités s'offrent en période de récession économique qu'en période d'essor. Toutefois, le résultat le plus révélateur est que, comme le montre la figure (partie 1), avant 1991, les mères canadiennes étaient légèrement moins susceptibles de travailler pour le même employeur un an plus tard que les autres femmes, la différence se situant à environ 2 points de pourcentage. Toutefois, depuis 1991, la proportion de nouvelles mères qui demeurent avec le même employeur a atteint le même niveau que celui des autres femmes, et à partir de 2001, les nouvelles mères sont devenues légèrement plus susceptibles que les autres femmes de demeurer avec le même employeur.

En ce qui a trait à la proportion de femmes qui sont demeurées avec le même employeur à long terme, nous avons déterminé que les cohortes successives de nouvelles mères étaient plus susceptibles de demeurer avec le même employeur que le groupe de référence au cours des 20 dernières années, les différences étant demeurées relativement constantes, comme le montre la partie 2 de la figure 3. Cela pourrait venir du fait que les mères qui ont de jeunes enfants sont moins mobiles que les femmes du groupe de comparaison, la présence de jeunes enfants rendant peut-être le changement d'emploi non souhaitable; par exemple, certaines mères qui travaillent et qui ont de jeunes enfants doivent prendre d'autres dispositions pour la garde des enfants lorsqu'elles changent d'employeur/d'emploi, tandis que pour le groupe de comparaison — les femmes sans enfants — un tel obstacle n'existe pas.

Figure 3
Proportion de femmes travaillant pour le même employeur



Source : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, 1983 à 2004.

3.3 Gains des mères canadiennes avant et après la naissance d'un enfant

Une mesure simple de l'effet de la naissance d'un enfant sur les gains des mères consiste à comparer les gains des mères avant et après la naissance d'un enfant. Cela nous aide à répondre à certaines questions intéressantes : quelle a été l'ampleur de la baisse immédiate des gains après la naissance d'un enfant? Combien d'années a-t-il fallu aux mères canadiennes pour revenir au niveau de gains qu'elles avaient avant la naissance de leur enfant, et comment le processus de récupération des gains a-t-il évolué au cours des 20 dernières années?

Cette approche a pour avantage qu'elle ne nécessite pas d'imposer des restrictions importantes au chapitre de l'échantillonnage, ce qui nous permet de travailler avec un échantillon large de mères canadiennes. Le principal inconvénient est qu'une comparaison simple des gains avant et après la naissance d'un enfant ne révèle pas les effets véritables de la naissance d'un enfant sur les gains, étant donné que nous ne savons pas comment les gains des mères auraient augmenté si elles

n'étaient pas devenues mères. Néanmoins, la comparaison devrait nous fournir certaines lignes directrices concernant l'effet de la naissance d'un enfant sur les gains.

Tableau 3
Variations des gains (pourcentage) par rapport à l'année précédant la naissance (t-1)

Cohorte	Année de naissance	t+1	t+2	t+3	t+4	t+5
1984	-0,27	-0,16	-0,07	-0,06	-0,03	0,02
1985	-0,28	-0,16	-0,08	-0,06	-0,02	0,02
1986	-0,28	-0,16	-0,05	-0,05	-0,01	0,02
1987	-0,27	-0,15	-0,06	-0,05	-0,02	0,06
1988	-0,27	-0,15	-0,05	-0,06	0,03	0,04
1989	-0,27	-0,16	-0,08	-0,02	-0,01	0,00
1990	-0,27	-0,17	-0,03	-0,03	0,02	0,05
1991	-0,31	-0,15	-0,04	-0,03	0,01	0,04
1992	-0,28	-0,16	-0,02	-0,03	0,02	0,05
1993	-0,28	-0,16	-0,02	-0,03	0,02	0,05
1994	-0,31	-0,17	-0,05	-0,04	0,02	0,07
1995	-0,30	-0,16	-0,02	-0,02	0,05	0,11
1996	-0,31	-0,17	-0,01	0,02	0,09	0,12
1997	-0,30	-0,14	0,02	0,07	0,11	0,14
1998	-0,29	-0,15	0,04	0,03	0,06	0,14
1999	-0,30	-0,16	-0,02	-0,03	0,04	0,10
2000	-0,30	-0,18	-0,04	-0,03	0,04	...
2001	-0,34	-0,39	-0,03	-0,05	...	...
2002	-0,35	-0,39	-0,04	...	...	...
2003	-0,31	-0,37	...	...	...	...

... n'ayant pas lieu de figurer
Source : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, 1983 à 2004.

Le tableau 3 fait état des variations des gains annuels moyens des cohortes de mères canadiennes de 1984 à 2003, les pourcentages indiquant comment les gains des mères ont varié l'année de la naissance de leur enfant et les années subséquentes, comparativement aux gains précédant l'année de la naissance de l'enfant. Le tableau laisse supposer que les baisses de gains pour les mères canadiennes ont été assez marquées au cours de l'année de naissance de l'enfant et de la première année qui a suivi, et que ces baisses ont eu tendance à s'accroître au fil du temps. Au cours des années 1980, la naissance d'un enfant faisait diminuer les gains de la mère d'environ 28 % l'année de la naissance d'un enfant par rapport aux gains précédant la naissance. Cette proportion est passée à 30 % dans les années 1990, et à environ 33 % après 2000. Au cours des premières années suivant la naissance d'un enfant, les baisses de gains par rapport au niveau précédant la naissance de l'enfant se situaient entre 14 % et 18 % avant 2001 et, depuis 2001, elles sont passées de 37 % à 39 %.

La baisse des gains l'année de la naissance d'un enfant et la première année suivant la naissance d'un enfant est probablement le résultat de la modification des régimes de congés et de prestations de maternité. Avant 1991, la durée maximale des prestations de maternité était de 15 semaines. C'est donc dire que les femmes qui donnaient naissance à un enfant au cours des 37 premières semaines d'une année pouvaient toucher des prestations pendant l'année de la naissance de l'enfant. Si l'on présume que la naissance des enfants est répartie uniformément sur les 52 semaines de l'année, ce groupe de mères représente environ 70 % (37÷52=0,71) des mères qui ont donné naissance à un enfant cette année-là. Si elles ont toutes épuisé leurs prestations de maternité (en touchant des prestations d'assurance-chômage pendant 15 semaines) et n'ont pas connu d'autres

interruptions de gains, elles auront perdu environ 30 % de leurs gains potentiels (15÷52=0,29). Par ailleurs, les mères qui ont donné naissance à un enfant au cours des 15 dernières semaines d'une année feront face à une baisse inférieure à 30 % de leurs gains au cours de l'année de la naissance de l'enfant, mais à une baisse des gains au cours de l'année suivante (la première année suivant la naissance de l'enfant), en profitant de leur congé de maternité et en touchant des prestations de maternité.

On peut faire un calcul similaire pour d'autres cohortes de mères. De façon plus particulière, les baisses marquées des gains au cours de la première année suivant la naissance d'un enfant pour les cohortes de mères de 2001 à 2003 peuvent facilement être comprises, étant donné qu'à partir de 2001, les parents canadiens (et principalement les mères) ont pu toucher des prestations d'assurance-emploi (a.-e.) pour une période pouvant aller jusqu'à 50 semaines. C'est donc dire, tout d'abord, que les mères qui ont donné naissance à un enfant au cours de la première partie d'une année ont pu toucher des prestations pour la presque totalité de l'année et que les baisses de gains qui se sont produites au cours de l'année de la naissance d'un enfant sont supérieures à celles auxquelles ont fait face les mères qui ont donné naissance à un enfant avant 2001. En deuxième lieu, celles qui ont donné naissance à un enfant au cours de la deuxième moitié de l'année ont pu continuer de toucher des prestations pendant une partie significative de la première année suivant la naissance de leur enfant et, en fait, pour celles qui ont donné naissance à un enfant à la fin d'une année, elles ont pu profiter des prestations d'a.-e. pendant la majeure partie de la première année suivant la naissance de l'enfant, ce qui fait que nous observons des baisses de gains plus grandes la première année suivant la naissance d'un enfant pour les cohortes de mères du début des années 2000.

Le tableau 3 laisse aussi supposer que les gains des cohortes de mères des années 1990 et du début des années 2000 ont augmenté plus rapidement que ceux des cohortes de mères canadiennes du milieu des années 1980. Par exemple, lorsque nous comparons les gains pour l'année t+5 (cinq ans après la naissance de l'enfant) et t-1 (un an avant la naissance de l'enfant), nous pouvons voir que pour les cohortes de mères canadiennes du milieu des années 1980, les gains pour l'année t+5 étaient seulement légèrement supérieurs à ceux de l'année t-1. Toutefois, dans le cas des mères qui ont donné naissance à un enfant après le milieu des années 1990, les gains pour l'année t+5 étaient généralement plus élevés que ceux pour l'année t-1, dans une proportion de 10 % ou plus. La récupération plus rapide des gains au début des années 2000 semble être due principalement à l'amélioration de la situation du marché du travail observée depuis la fin des années 1990.

4 Répercussions de la naissance d'un enfant sur les gains : cadre empirique

4.1 Recherches antérieures

Les différences de gains entre les mères et les autres femmes, que l'on appelle aussi parfois l'écart lié à la famille, sont bien documentées dans de nombreux pays développés. En moyenne, les différences au chapitre des gains bruts se situaient autour de 20 % aux États-Unis et au

Royaume-Uni. Au Canada, elles sont estimées à 17 %[17]. Un certain nombre d'hypothèses ont été proposées par les chercheurs.

Tout d'abord, certains auteurs attribuent l'écart lié à la famille à l'hétérogénéité non mesurée. Les différences pourraient être illusoires si la maternité était corrélée de façon négative avec certaines caractéristiques non observées, et le taux de rémunération corrélé de façon positive avec ces caractéristiques. Une étude antérieure de Korenman et Neumark (1992), et une étude plus récente de Gupta et Smith (2002) montrent que l'écart lié à la famille entre les mères et les non-mères a diminué de façon substantielle ou est disparu complètement une fois les effets fixes individuels contrôlés.

Il existe une hypothèse connexe, à savoir que le choix de devenir mère est lui-même endogène. Les études sur l'offre de main-d'œuvre féminine démontrent généralement que la fécondité comporte une corrélation négative avec le taux de rémunération[18]. Dans le contexte actuel, étant donné qu'une faible rémunération signifie que le coût d'opportunité que présente pour une femme le fait de quitter son emploi pour des responsabilités familiales est faible, une ou plusieurs années de faibles gains pourraient inciter une femme à devenir mère. Un certain nombre d'études, comme celles de Gronau (1988), Korenman et Newmark (1992), Edin et Nynabb (1992), et Belzil et Hergel (1999), ne comportent pas de preuve catégorique de l'hypothèse qu'une faible rémunération incite les femmes à s'arrêter de travailler pour avoir des enfants et les élever. Toutefois, d'autres études, par exemple, celle de Lundberg et Rose (2000) comportent des preuves d'une sélection négative de la maternité, tandis que Viitanen (2004) conclut que la participation et la fécondité endogènes sont responsables d'environ 50 % de l'écart total lié à la famille.

En troisième lieu, la théorie du capital humain comporte peu d'explications de l'écart lié à la famille. L'une des hypothèses est fondée sur le fait que la plupart des femmes interrompent leur carrière pour avoir des enfants et les élever et qu'elles accumulent par conséquent un moins grand nombre d'années d'expérience de travail. Il se peut aussi que, pendant les interruptions prolongées, les mères connaissent une dépréciation de leur capital humain. La plupart des études laissent supposer que les pertes de capital humain sont des facteurs importants pour expliquer l'écart lié à la famille, mais que ces pertes ne peuvent à elles seules expliquer toutes les pénalités au chapitre de la rémunération ou des gains. Par exemple, Phipps, Buirton et Lethbridge (2001) ont déterminé que le contrôle de l'accumulation de l'expérience et de la dépréciation du capital humain réduit la pénalité au chapitre des gains, la faisant passer de 17 % à 12 % au Canada, tandis que Waldfogel (1998b) conclut qu'une proportion d'environ 30 % à 40 % de la pénalité au chapitre de la rémunération peut être expliquée par le niveau plus faible d'expérience des mères et par le rendement plus faible de cette expérience.

Quatrièmement, l'hypothèse de l'effort de travail confirme que le fait d'avoir un enfant et de l'élever crée souvent des conflits entre les responsabilités familiales et le travail pour les mères, et que ceux-ci réduisent l'effort de travail de ces dernières. Par exemple, selon Becker (1991), les tâches ménagères additionnelles liées au fait d'avoir un enfant et de l'élever consomment beaucoup

17. L'écart lié à la famille est souvent mesuré par le taux de rémunération horaire. Au Canada, celui-ci a été mesuré à partir du revenu personnel de femmes âgées de 25 à 54 ans qui travaillaient à temps plein en 1995. Voir Phipps, Burton et Lethbridge (2001).

18. Voir Browning (1992) pour une enquête.

d'énergie des mères de jeunes enfants et les rendent moins productives au travail que les femmes sans enfant. Lorsqu'ils incluent les heures consacrées aux tâches ménagères non rémunérées dans leur analyse, Phipps, Buirton et Lethbridge (2001) déterminent que la pénalité au chapitre des gains diminue pour passer d'environ 13 % à 7 %. Par ailleurs, Anderson, Binder et Krause (2003) prétendent qu'étant donné que les emplois plus spécialisés nécessitent habituellement plus d'efforts, la pénalité au chapitre de la rémunération devrait augmenter avec le nombre d'années de scolarité des mères. Leurs constatations selon lesquelles les mères moyennement qualifiées (diplômées d'études secondaires) subissent une pénalité plus longue et plus grave au chapitre de la rémunération que les mères moins qualifiées ou plus qualifiées, jettent un doute sur l'explication reposant sur l'effort de travail.

Parallèlement à l'hypothèse de l'effort de travail, il y a l'hypothèse de l'autosélection, selon laquelle les mères potentielles peuvent choisir des emplois « propices à la maternité », qui comportent des gains initiaux plus élevés, mais une trajectoire de croissance des gains plus plate[19]. Budig et England (2001) tentent de déterminer si les mères choisissent des professions qui demandent moins d'énergie. Ils concluent que les caractéristiques des emplois propices à la maternité expliquent peu la pénalité au chapitre de la rémunération imposée aux mères. Waldfogel et Mayer (2000) déterminent aussi que le contrôle de la profession n'élimine pas les pénalités au chapitre de la rémunération liées à la maternité.

Enfin, certains auteurs interprètent les différences de gains entre les mères et les autres femmes comme le résultat d'une discrimination statistique, selon laquelle les mères gagnent moins que les femmes sans enfants parce que les employeurs s'attendent à ce qu'elles soient moins productives en raison de leurs responsabilités liées à l'éducation des enfants. Par exemple, Waldfogel (1995) attribue la partie non expliquée de l'écart lié à la famille (une fois contrôlées la variable du capital humain et les autres variables) à la discrimination exercée par les employeurs ou à d'autres causes.

Même si les études mentionnées précédemment ont amélioré notre compréhension des écarts de gains entre les mères et les autres femmes, elles comportent un certain nombre de limites. Tout d'abord, la grande majorité des études antérieures ne permettent pas d'examiner comment les différences de gains varient au fil des années suivant la naissance d'un enfant. Nous contribuons aux études en examinant les gains sur une longue période, y compris les années précédant la naissance de l'enfant. En examinant comment les gains d'une mère ont changé avant la naissance de l'enfant, nous pouvons déterminer si la baisse des gains incite les femmes à devenir mères[20]. L'examen de la dynamique des gains sur de nombreuses années suivant la naissance d'un enfant nous permet de déterminer si l'écart lié à la famille est permanent ou temporaire.

En deuxième lieu, notre étude est fondée sur un très grand ensemble de données administratives. Cela nous permet non seulement de construire un échantillon de femmes qui sont devenues mères sur un certain nombre d'années, mais aussi de construire un échantillon de femmes qui ne sont pas devenues mères. À partir d'un échantillon de non-mères, nous pouvons emprunter dans les ouvrages

19. La croissance plus lente des gains correspond aussi au faible investissement en capital humain (initial et subséquent) des mères qui prévoient des interruptions de carrière.

20. Nous devons examiner les gains des mères potentielles pendant une période pouvant aller jusqu'à trois ans avant la naissance de l'enfant. Nous notons que des gains plus faibles liés à la maladie en raison de la grossesse peuvent se produire au cours des mois précédant la naissance de l'enfant, ces baisses de gains n'ayant rien à voir avec l'autosélection.

publiés sur l'évaluation des programmes des techniques statistiques qui nous aident à obtenir des estimations plus fiables des différences de gains.

Enfin, contrairement aux autres études, nous examinons aussi l'effet des prestations de maternité sur la variation des gains des mères. Étant donné que les mères qui quittent temporairement leur emploi pour donner naissance à un enfant reçoivent habituellement une certaine forme de compensation du gouvernement, par exemple, au Canada, les femmes qui occupent des emplois rémunérés pendant une certaine période sont admissibles aux prestations d'assurance-emploi (a.-e.) pendant leur congé de maternité/parental, le fait de ne pas tenir compte des prestations de maternité pourrait entraîner une surestimation des pénalités au chapitre des gains liées à la maternité.

4.2 Modèle empirique

Pour modéliser les trajectoires des gains des mères, et pour profiter de la robustesse de nos données, nous adoptons un modèle élaboré par Jacobson, LaLonde et Sullivan (1993) pour l'analyse des pertes de gains des travailleurs déplacés en Pennsylvanie aux États-Unis[21]. Le modèle est caractérisé par un profil très souple âge-gains, selon lequel les travailleurs affichent des coordonnées à l'origine de gains et des trajectoires de croissance des gains différentes.

$$y_{it} = \alpha_i + \mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\beta} + \sum_{k=a}^{b} \mathbf{D}_{it}^{k}\boldsymbol{\delta}_k + \omega_i t + \varepsilon_{it} \qquad (1)$$

où y_{it} correspond au logarithme des gains annuels d'une femme i pour l'année t, $\mathbf{X}_{it}$, à un vecteur des caractéristiques observables du travailleur ou de l'emploi, α_i, aux effets fixes propres à la personne, et $\omega_i t$, aux trajectoires de croissance des gains propres au travailleur. ε_{it} correspond au terme d'erreurs idiosyncrasique et $\mathbf{D}_{it}^{k}$, à un vecteur des variables nominales qui est égal à 1 si la travailleuse i donne naissance à un enfant k années avant l'année t (et $\mathbf{D}_{it}^{k} = 0$ autrement). Il convient de souligner que selon la trajectoire de croissance des gains propre au travailleur, $\omega_i t$, chaque femme peut avoir sa propre pente de profil des gains.

Afin d'examiner les variations des gains d'une mère les années entourant celle où elle donne naissance à un enfant, nous spécifions $a = -3$ et $b = 9$[22]. Le choix de $a = -3$ nous permet d'examiner comment les gains d'une mère varieraient au cours de la période de trois ans avant la naissance d'un enfant. Les variations estimées des gains au cours de ces années peuvent servir à vérifier si la diminution des gains incite les femmes à quitter leur emploi pour avoir un enfant et l'élever

21. Ejrnæs et Kunze (2004) sont les seuls à suivre cette approche. La présente étude diffère de la leur pour deux aspects : nous permettons des trajectoires de croissance des gains différentes pour les différents travailleurs, et nous tenons compte des femmes qui ont plus d'un enfant (voir la section 6).

22. La conclusion de Browning (1992), selon laquelle, jusqu'à l'âge de 10 ans, les enfants pourraient représenter les mêmes coûts que les nouveau-nés, a partiellement motivé notre choix de $b = 9$. Les choix pour a et b entraînent un compromis entre un plus grand nombre de cohortes de mères comportant des estimations de pertes de gains sur un moins grand nombre d'années entourant la naissance d'un enfant et un moins grand nombre de cohortes de mères comportant des estimations de pertes de gains pour un plus grand nombre d'années entourant l'année de la naissance d'un enfant.

(l'hypothèse de la maternité endogène). Avec $b = 9$, nous pouvons examiner les effets de la naissance d'un enfant sur les gains pendant neuf années suivant la naissance de l'enfant.

Lorsque les restrictions $\alpha_i = 0$ et $\omega_i = 0$ sont imposées, le modèle général devient un modèle de régression simple, tandis que lorsque la restriction $\omega_i = 0$ seulement est imposée, nous obtenons le modèle à effets fixes. Dans les cas où les différences de gains entre les mères et les autres femmes sont uniquement attribuables à l'hétérogénéité non observée, les estimations à effets fixes des effets de la naissance d'un enfant sur les gains seront égales à 0. Ainsi, le modèle à effets fixes nous permet de vérifier si les différences de gains entre les mères et les autres femmes sont illusoires.

Le modèle à effets fixes nous aide aussi à réduire le biais possible découlant des variables omises qui sont constantes au fil du temps (statut d'immigrant, par exemple). Toutefois, les estimations à partir du modèle à effets fixes peuvent être biaisées, parce que, d'une part, ce ne sont pas toutes les variables omises qui sont constantes au fil du temps; par exemple, la scolarité et l'expérience. D'autre part, il se peut que les mères choisissent elles-mêmes certains emplois qui comportent des trajectoires de croissance des gains plus plates. Ainsi, le modèle selon lequel toutes les femmes peuvent avoir des pentes différentes de profils de gains est plus général et souple que le modèle à effets fixes.

5 Pertes de gains estimées liées à la maternité pour les femmes ayant un niveau élevé d'activité sur le marché du travail

Dans cette section, nous présentons nos estimations des effets de la naissance d'un enfant sur les gains et nous vérifions les hypothèses pertinentes[23]. Nous mettons l'accent sur les mères qui n'ont eu qu'un enfant. Dans la section suivante, nous examinerons la robustesse de nos résultats en ce qui a trait aux mères qui ont eu un ou deux enfants, et à la différence entre l'effet de la naissance du premier enfant et celui de la naissance des autres enfants.

5.1 Résultats de base

Le tableau 4 comprend les estimations pour les 3 714 mères qui ont eu un enfant au cours de la période de 1991 à 1996. Le groupe de comparaison est constitué de 20 992 femmes qui n'ont pas eu d'enfants dans la période de 1983 à 2004. La variable dépendante de la partie 1 est le logarithme naturel des gains annuels, tandis que dans la partie 2, il s'agit des gains annuels. Nous incluons les résultats de la régression dans les gains annuels, afin de donner au lecteur une idée des effets de la naissance d'un enfant exprimés en dollars[24].

---

23. Le modèle est estimé en deux étapes. À la première étape, nous calculons la régression des gains annuels pour une série de variables nominales d'année, ainsi que les taux de chômage propres à la province des travailleuses âgées de 15 ans et plus (les données ont été récupérées dans CANSIM, tableau 282-0086). Cela devrait éliminer les effets sur les gains de la tendance globale de croissance des gains et du cycle commercial propre à la province. À la deuxième étape, nous calculons la régression pour les éléments qui restent de la première étape pour le terme quadratique des indicateurs de l'âge et de l'année de naissance de l'enfant.

24. Les régressions de niveau pour d'autres spécifications ne sont pas incluses dans le présent document, mais elles sont disponibles auprès de l'auteur.

Tout d'abord, nos estimations montrent que les différences de gains entre les mères et les autres femmes ne sont pas susceptibles d'être illusoires parce que les différences sont significatives même lorsque les effets fixes sont contrôlés. Nos résultats, tant à partir du modèle à effets fixes que du modèle plus général à tendance fixe, laissent supposer que les différences de gains se situent à près de 40 % (plus de 11 000 $) l'année de la naissance de l'enfant et à 30 % (près de 8 000 $) au cours de la première année suivant la naissance de l'enfant. Ils sont principalement le résultat du retrait temporaire des nouvelles mères du marché du travail et seront compensés en partie par les prestations d'assurance-chômage/emploi. Nous examinerons les effets de ces prestations sur les trajectoires de gains des mères dans la prochaine sous-section.

Toutefois, la naissance d'un enfant n'a pas seulement des répercussions sur les gains des mères au cours de l'année de naissance ou de la première année suivant la naissance. Au contraire, la différence de gains se maintient pendant un certain nombre d'années après la naissance d'un enfant. Par exemple, les estimations à partir du modèle à effets fixes montrent que, de la deuxième à la neuvième années suivant la naissance de l'enfant, les différences de gains annuels entre les mères et le groupe de comparaison vont de 5 % (environ 1 300 $) à 10 % (environ 2 700 $), les pénalités les plus faibles au chapitre des gains se produisant les années les plus éloignées de l'année de naissance de l'enfant. Les estimations du modèle à tendance fixe aboutissent à une conclusion similaire, mais l'ampleur estimée de la pénalité au chapitre des gains liée à la maternité est plus faible que pour le modèle à effets fixes.

Tableau 4
Estimations de base, modèles à effets fixes et à tendance fixe

Année(s) entourant la naissance de l'enfant	Modèle à effets fixes		Modèle à tendance fixe	
	Estimation	Valeur t	Estimation	Valeur t
	Variable dépendante = Logarithme des gains annuels			
3 ans avant	0,0285	2,25	0,0119	0,99
2 ans avant	0,0165	1,26	0,0125	0,85
1 an avant	0,0290	2,38	0,0374	2,54
Année de naissance de l'enfant	-0,4096	-32,76	-0,3977	-25,49
1 an après	-0,3154	-22,37	-0,2961	-17,94
2 ans après	-0,1017	-8,01	-0,0762	-4,89
3 ans après	-0,0992	-7,97	-0,0689	-4,53
4 ans après	-0,0978	-7,68	-0,0638	-4,13
5 ans après	-0,0872	-6,77	-0,0508	-3,26
6 ans après	-0,0824	-6,54	-0,0455	-2,92
7 ans après	-0,0702	-5,41	-0,0299	-1,92
8 ans après	-0,0531	-4,25	-0,0077	-0,52
9 ans après	-0,0489	-3,82	0,0004	0,03
	Variable dépendante = Gains annuels			
3 ans avant	456	1,46	242	0,70
2 ans avant	411	1,32	576	1,56
1 an avant	644	2,14	1 114	2,96
Année de naissance de l'enfant	-11 569	-37,08	-11 236	-29,27
1 an après	-8 098	-24,26	-7 598	-19,59
2 ans après	-2 726	-8,77	-2 097	-5,64
3 ans après	-2 783	-8,76	-2 063	-5,61
4 ans après	-2 599	-7,96	-1 828	-5,04
5 ans après	-2 258	-6,90	-1 473	-4,09
6 ans après	-2 189	-6,78	-1 438	-4,05
7 ans après	-1 778	-5,34	-977	-2,83
8 ans après	-1 682	-5,08	-696	-2,13
9 ans après	-1 278	-3,65	-137	-0,43

Source : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, 1983 à 2004.

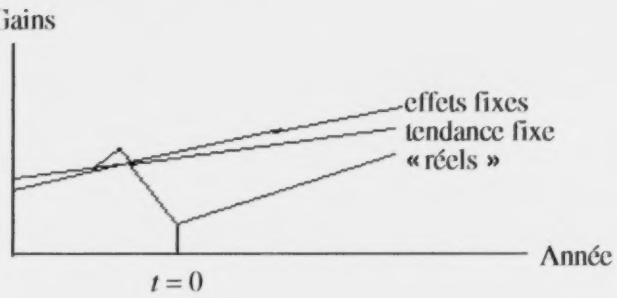
Toutefois, les effets de la naissance d'un enfant sur les gains des mères ne semblent pas durer toujours. Selon la spécification à effets fixes, les pertes de gains liées à la maternité diminuent pour passer de 10 % à 5 % entre la deuxième et la neuvième années suivant la naissance d'un enfant. Par ailleurs, les estimations à partir du modèle plus général à tendance fixe montrent que l'écart au chapitre des gains entre les mères et les non-mères représentent 8 % au cours de la deuxième année suivant la naissance de l'enfant, pour passer à 5 % la sixième année, et à 3 % la septième année. L'estimation pour la septième année est significative uniquement au niveau de 10 %. Après la septième année, les estimations ne sont plus significatives. Ces conclusions contredisent les notions selon lesquelles les pertes de capital humain attribuables à la naissance d'un enfant entraînent une réduction permanente des gains d'une mère, et les mères qui ont interrompu leur carrière comme employées rémunérées pour avoir un enfant et l'élever ne peuvent jamais récupérer entièrement leurs gains potentiels.

Les résultats de l'estimation laissent aussi supposer que les gains annuels des mères canadiennes n'ont pas diminué au cours des années précédant la naissance d'un enfant. Au contraire, ils ont continué à augmenter, à tout le moins l'année précédant immédiatement la naissance d'un enfant. Les estimations à effets fixes montrent que les gains au cours de l'année précédant la naissance d'un

enfant ont augmenté de 3 %, tandis que le modèle à tendance fixe montre une hausse de près de 4 %. Cela soulève un doute quant à la prédiction selon laquelle les femmes dont les gains ont diminué (par exemple, en raison d'un mauvais appariement d'emploi) peuvent choisir de devenir mères[25]. Ainsi, nos résultats n'appuient pas l'hypothèse de la maternité endogène.

En outre, comme il est noté précédemment, nos différences estimées de gains entre les mères et les autres femmes sont plus faibles selon le modèle à tendance fixe que selon le modèle à effets fixes. Notons en outre que plus l'année est éloignée de l'année de naissance de l'enfant, plus les différences de gains entre les mères et les autres femmes peuvent être expliquées par l'inclusion de la tendance de croissance des gains propre à la personne. Par exemple, au cours de la deuxième année suivant la naissance d'un enfant, l'effet de 10 % sur les gains (à partir du modèle à effets fixes) passe à 8 %, une fois la tendance de croissance des gains propre à la personne prise en compte (modèle à tendance fixe). Toutefois, au cours de la septième année suivant la naissance de l'enfant, les effets correspondants sur les gains passent de 7 % dans le modèle à effets fixes à 3 % dans le modèle à tendance fixe.

Figure 4
Profils des gains « réels » et estimés



Les résultats qui précèdent sont illustrés dans la figure 4, où les estimations à tendance fixe des effets sur les gains de la naissance d'un enfant sont inférieures aux estimations à effets fixes, et où plus l'année est éloignée de l'année de naissance ($t = 0$), plus les estimations à tendance fixe et les estimations à effets fixes sont éloignées. Ainsi, nos résultats laissent supposer que les femmes qui sont devenues mères peuvent avoir des profils intrinsèques âge-gains plus plats que les autres femmes.

Étant donné que les effets estimés de la naissance d'un enfant sur les gains des mères diminuent au fil des années suivant la naissance d'un enfant, on serait tenté de confirmer l'hypothèse de l'effort de travail et de rejeter l'hypothèse du capital humain. Dans le premier cas, les pertes de gains des mères diminueraient au fil des années suivant la naissance d'un enfant, tandis que dans le deuxième cas, les effets négatifs demeureraient constants. Malheureusement, nos données ne nous permettent pas de vérifier directement ces hypothèses, parce que certaines variables clés ne sont pas disponibles. Par exemple, nous n'avons pas de données sur l'effort de travail et les heures travaillées. Si une mère réduit ses heures de travail après avoir donné naissance à un enfant, et les augmente graduellement, au fur et à mesure que l'enfant grandit, tout en gardant son effort de travail constant, nous obtiendrons également les estimations actuelles.

25. Ejrnæs et Kunze (2004) abordent cette notion de maternité endogène.

En résumé, les résultats de base montrent qu'il existe des écarts substantiels au chapitre des gains entre les mères canadiennes — à tout le moins celles qui ont un niveau élevé d'activité sur le marché du travail — et leurs homologues non-mères, et les effets ne sont probablement pas illusoires. Toutefois, les écarts diminuent au fil des années suivant la naissance de l'enfant, et selon le modèle souple à tendance fixe, ils sont appelés à disparaître sept ans après la naissance d'un enfant.

5.2 Effets des prestations d'assurance-emploi

Comme il est mentionné précédemment, les mères canadiennes occupées qui quittent temporairement le marché du travail en raison de la naissance d'un enfant sont admissibles à une compensation sous forme de prestations d'assurance-emploi (a.-e.). Entre 1991 et 1996, les mères étaient admissibles à des prestations pour un maximum de 25 semaines, et les taux de remplacement prévus dans les dispositions législatives allaient de 55 % à 60 %[26]. Parmi les questions qui se posent dans l'immédiat figure l'effet des prestations d'a.-e. sur nos estimations des effets sur les gains de la naissance d'un enfant.

Dans le cas des mères et des non-mères, étant donné que seules les premières peuvent toucher des prestations de maternité pendant une certaine période entourant la naissance d'un enfant, il est facile de répondre à la question qui précède, par exemple, en soustrayant les prestations de maternité reçues des pertes de gains estimées. Toutefois, le Fichier de données longitudinales sur la main d'œuvre ne nous permet pas de savoir quand une mère a commencé à toucher des prestations et si toutes les prestations qu'elle a touchées étaient liées à un congé de maternité. Il se peut aussi qu'une mère connaisse d'autres interruptions de travail non liées à la naissance d'un enfant (dans notre échantillon restreint, nous présumons uniquement que les mères n'ont pas connu de mises à pied permanentes).

Compte tenu des limites des données, il existe une façon simple de répondre à la question qui précède, c'est-à-dire additionner les prestations d'a.-e. reçues aux gains d'emploi totaux de toutes les femmes — mères et femmes du groupe de comparaison — pour toutes les années observées. Autrement dit, nous devons définir un nouveau concept de « gains » équivalant à la somme des gains d'emploi et des prestations d'a.-e., et estimer à nouveau le modèle de base. Les résultats des modèles à tendance fixe figurent dans le tableau 5[27].

26. Le nombre de semaines de prestations de maternité est passé à 50 le 1er janvier 2001.

27. Des modèles à effets fixes ont aussi été estimés (disponibles sur demande). Les pertes de gains estimées étaient légèrement supérieures à celles découlant des modèles à tendance fixe. Par exemple, l'année de la naissance d'un enfant et l'année suivante, les estimations à effets fixes se situaient autour de -0,18 et étaient significatives.

Tableau 5
Effets des prestations d'assurance-emploi, modèle à tendance fixe

	Logarithme des gains annuels		Gains annuels	
Année(s) entourant la naissance de l'enfant	Estimation	Valeur t	Estimation	Valeur t
3 ans avant	0,0172	1,85	351	1,12
2 ans avant	0,0275	2,41	790	2,35
1 an avant	0,0403	3,45	1 111	3,18
Année de la naissance de l'enfant	-0,1593	-13,11	-5 633	-16,31
1 an après	-0,1536	-12,09	-4 694	-13,37
2 ans après	-0,0563	-4,53	-1 732	-5,02
3 ans après	-0,0488	-4,00	-1 654	-4,84
4 ans après	-0,0472	-3,76	-1 491	-4,39
5 ans après	-0,0398	-3,11	-1 226	-3,61
6 ans après	-0,0370	-2,88	-1 221	-3,62
7 ans après	-0,0243	-1,91	-816	-2,49
8 ans après	-0,0073	-0,59	-583	-1,87
9 ans après	-0,0027	-0,22	-89	-0,29

Source : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, 1983 à 2004.

Les résultats montrent que les écarts de gains entre les mères et les autres femmes diminuent de façon substantielle l'année de la naissance d'un enfant et l'année suivante, lorsque les prestations de maternité sont prises en compte. De façon plus particulière, nos estimations de base (tableau 4) montrent que les effets totaux sur les gains l'année de naissance d'un enfant et l'année suivante se situent à près de 19 000 $. Toutefois, une fois les prestations prises en compte, comme le montre le tableau 5, les estimations correspondantes diminuent pour s'établir à environ 10 000 $.

Les effets estimés sur les gains de la deuxième à la huitième année suivant la naissance de l'enfant sont aussi inférieurs de 1 ou de 2 points de pourcentage selon la nouvelle définition des gains par rapport à l'estimation précédente. Du point de vue des montants en argent, l'écart total au chapitre des gains se situe à près de 9 000 $ sur les sept années suivant la naissance de l'enfant. Par contre, lorsque les prestations d'a.-e. ne sont pas incluses, l'écart total au chapitre des gains sur ces sept années se situe à environ 10 000 $ (tableau 4). Ainsi, les prestations d'a.-e. réduisent les effets de la naissance d'un enfant sur les gains d'environ 1 000 $ pour ces années suivant la naissance de l'enfant. Mis ensemble, l'écart total au chapitre des gains lié à la maternité (pour toutes les années suivant la naissance de l'enfant) diminue pour passer de 29 000 $ à 19 000 $, en raison des prestations de maternité[28].

5.3 Les mères qui changent d'employeur sont-elles davantage perdantes?

Nous estimons ensuite le modèle en tenant compte du fait que certaines mères ont travaillé pour des employeurs différents après avoir donné naissance à leur enfant. Étant donné que celles qui ont travaillé pour le même employeur après avoir donné naissance à leur enfant ne perdent que peu de

28. Outre les prestations de maternité versées par le gouvernement fédéral, certains employeurs offrent à leurs travailleurs des prestations supplémentaires pour les congés de maternité et congés parentaux. Même si nous n'avons pas de renseignements sur le pourcentage des prestations supplémentaires, environ le tiers des employés (peu importe leur sexe) ont indiqué que leur employeur leur offrait de telles prestations (Enquête sur le milieu de travail et les employés, 1999, 2001 et 2003). Ainsi, le tiers des mères canadiennes feraient face à un écart au chapitre des gains inférieur à 10 000 $, selon le montant supplémentaire versé par leur employeur en sus des prestations de maternité.

leur capital humain ou de leur ancienneté propre à l'entreprise, on s'attendrait à ce que leurs baisses de gains soient significativement plus faibles que pour celles qui ont changé d'employeur après avoir donné naissance à leur enfant[29].

Tableau 6
Effet du changement d'employeur

	Modèle à effets fixes		Modèle à tendance fixe	
Variables	Estimation	Valeur t	Estimation	Valeur t
3 ans avant	0,0251	1,76	0,0120	0,85
2 ans avant	0,0258	1,75	0,0174	1,01
1 an avant	0,0464	3,62	0,0476	2,95
Année de la maternité	-0,3816	-28,49	-0,3787	-21,95
1 an après	-0,2775	-18,30	-0,2674	-14,77
2 ans après	-0,0455	-3,56	-0,0294	-1,78
3 ans après	-0,0443	-3,45	-0,0234	-1,43
4 ans après	-0,0409	-3,19	-0,0164	-1,02
5 ans après	-0,0488	-3,67	-0,0219	-1,31
6 ans après	-0,0582	-4,37	-0,0267	-1,59
7 ans après	-0,0520	-3,78	-0,0155	-0,93
8 ans après	-0,0434	-3,27	-0,0014	-0,08
9 ans après	-0,0337	-2,53	0,0098	0,60
	Employeur différent[1]			
3 ans avant	0,0032	0,11	-0,0017	-0,07
2 ans avant	-0,0328	-1,07	-0,0177	-0,56
1 an avant	-0,0558	-1,86	-0,0357	-1,06
Année de la maternité	-0,0918	-3,02	-0,0663	-1,88
1 an après	-0,1268	-3,72	-0,1016	-2,70
2 ans après	-0,1909	-5,95	-0,1660	-4,53
3 ans après	-0,1866	-6,10	-0,1619	-4,59
4 ans après	-0,1935	-6,06	-0,1690	-4,54
5 ans après	-0,1288	-4,07	-0,1046	-2,82
6 ans après	-0,0784	-2,58	-0,0691	-1,82
7 ans après	-0,0551	-1,77	-0,0531	-1,38
8 ans après	-0,0196	-0,65	-0,0225	-0,61
9 ans après	-0,0384	-1,17	-0,0351	-0,89

1. Employeur différent est la variable d'interaction.
Source : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, 1983 à 2004.

C'est bel et bien le cas, comme le montrent les estimations du tableau 6. Les estimations à partir du modèle à effets fixes montrent que les effets négatifs de la naissance d'un enfant sur les gains des mères qui travaillent pour le même employeur se situent entre 3 % et 6 % au cours des années suivant la naissance de l'enfant, ce qui est de beaucoup inférieur aux pertes auxquelles font face les mères qui ont changé d'employeur. Toutefois, une fois que nous tenons compte des trajectoires de

29. Parmi les raisons qui font qu'une nouvelle mère change d'employeur figurent les services de garde et la fréquentation de l'école. Cela se produit généralement lorsque l'enfant est âgé de 5 ans ou moins. À cette fin, nous définissons une variable nominale égale à 1 si une mère a travaillé pour l'employeur chez qui elle travaillait avant la naissance de l'enfant, pendant au moins cinq années consécutives après avoir donné naissance à l'enfant. Nous mettons cette variable nominale en interaction avec chacun des indicateurs de l'année de naissance de l'enfant ($\mathbf{D}_g^k$).

croissance des gains propres à la personne, les effets sont significatifs uniquement l'année de la naissance de l'enfant et les deux années subséquentes, et l'estimation pour la deuxième année suivant la naissance de l'enfant n'est que marginalement significative.

Quoique la constatation selon laquelle les mères qui sont demeurées avec la même entreprise ont connu une baisse de gains plus faible et que celles qui ont changé d'employeur ont connu une baisse de gains significativement plus élevée soit conforme aux prédictions de l'hypothèse du capital humain propre à l'entreprise, le résultat peut aussi être interprété comme ayant résulté de bons appariements d'emplois, en raison des plus faibles hausses de gains. De même, il est possible que lorsqu'une mère change d'employeur, elle passe d'un emploi à temps plein à un emploi à temps partiel, ou d'un emploi bien rémunéré à un emploi moins bien rémunéré pour faciliter l'éducation et la garde de son enfant.

6 Vérification de la robustesse

6.1 Effets de la première naissance

Parmi les critiques de nos résultats de la section 5 figurent celle selon laquelle certaines femmes peuvent avoir donné naissance à un ou plusieurs enfants avant d'avoir été observées pour la première fois dans nos données et l'effet sur les gains liés à la naissance du premier enfant peut être différent de celui lié à la naissance des autres enfants, toutes choses étant égales par ailleurs. En fait, le premier enfant né peut être différent des enfants suivants du fait qu'il occupe davantage sa mère que les autres. Par exemple, le premier enfant peut être malade plus souvent que les autres enfants du fait du manque d'expérience des parents. Il est aussi possible que les femmes qui sont mères pour la première fois soient plus nerveuses face aux soins de leur enfant que les mères expérimentées.

Évidemment, certaines des 3 714 mères qui ont donné naissance à un enfant pendant la période de 1991 à 1996 pourraient avoir donné naissance à un ou plusieurs autres enfants avant d'avoir été observées pour la première fois (en 1983), étant donné que certaines d'entre elles avaient déjà 29 ans. Par conséquent, il est souhaitable de déterminer si le premier enfant né coûte davantage ou non que les enfants subséquents. Étant donné que le Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre ne comprend pas de renseignements sur la séquence des naissances, il existe une façon simple de régler le problème, c'est-à-dire isoler un groupe de mères qui étaient très jeunes lorsqu'elles ont été observées pour la première fois et qui, par conséquent, étaient moins susceptibles d'avoir donné naissance à d'autres enfants précédemment. Nous isolons un groupe de mères qui ont donné naissance une fois durant la période de 1991 à 1996, qui étaient âgées de 15 à 19 ans en 1983 et qui n'ont pas donné naissance à un enfant de 1983 à 1990, et nous examinons les

différents écarts de gains entre elles et les mères plus âgées[30]. Les résultats figurent dans le tableau 7[31].

La partie inférieure du côté gauche du tableau 7 montre l'effet net du « premier » enfant né sur les gains des mères. Les estimations à effets fixes (qui ne figurent pas dans le tableau) laissent supposer que les femmes qui sont mères pour la première fois ne diffèrent pas des autres mères, tandis que les estimations selon le modèle à tendance fixe indiquent que les femmes qui sont mères pour la première fois peuvent connaître légèrement plus de baisses de gains, qui ne sont pas statistiquement significatives, avant, pendant ou après l'année de naissance de l'enfant.

Tableau 7
Effets de la première naissance

	Effets de la première naissance		Effets d'une naissance précédente possible	
Variables	Estimation	Valeur t	Estimation	Valeur t
3 ans avant	-0,0011	-0,08	0,0137	0,96
2 ans avant	-0,0007	-0,04	0,0117	0,66
1 an avant	0,0256	1,61	0,0408	2,32
Année de la maternité	-0,3973	-23,82	-0,4004	-21,30
1 an après	-0,2980	-16,62	-0,2905	-14,72
2 ans après	-0,0696	-4,22	-0,0838	-4,34
3 ans après	-0,0600	-3,74	-0,0733	-3,81
4 ans après	-0,0572	-3,54	-0,0648	-3,27
5 ans après	-0,0458	-2,83	-0,0457	-2,26
6 ans après	-0,0456	-2,82	-0,0342	-1,66
7 ans après	-0,0346	-2,13	-0,0209	-1,00
8 ans après	-0,0125	-0,80	0,0042	0,20
9 ans après	-0,0077	-0,47	0,0095	0,44
	15 à 19 ans en 1983[1]		25 à 29 ans en 1983[1]	
3 ans avant	0,0405	1,39	-0,0071	-0,31
2 ans avant	0,0415	1,21	0,0072	0,26
1 an avant	0,0371	1,06	-0,0095	-0,33
Année de la maternité	-0,0114	-0,30	0,0157	0,52
1 an après	-0,0006	-0,01	-0,0136	-0,41
2 ans après	-0,0368	-0,92	0,0336	1,16
3 ans après	-0,0457	-1,15	0,0230	0,84
4 ans après	-0,0342	-0,82	0,0114	0,41
5 ans après	-0,0258	-0,58	-0,0094	-0,33
6 ans après	-0,0011	-0,02	-0,0301	-1,04
7 ans après	0,0254	0,55	-0,0226	-0,78
8 ans après	0,0280	0,64	-0,0312	-1,13
9 ans après	0,0505	1,16	-0,0237	-0,82

1. 15 à 19 ans en 1983 et 25 à 29 ans en 1983 sont les variables d'interaction.

Source : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, 1983 à 2004.

30. Parmi les 3 714 mères, 837 appartiennent à ce groupe. Nous admettons qu'il est encore possible que certaines d'entre elles aient eu un enfant avant 1983 (à l'âge de 18 ans ou avant). Toutefois, il est raisonnable de présumer qu'elles sont très peu nombreuses, étant donné que l'âge moyen des femmes canadiennes lorsqu'elles donnent naissance à leur premier enfant se situait à 25 ans en 1983 (24,8 ans en 1981 et 25,5 ans en 1985, voir Statistique Canada, 1995).

31. Les résultats selon les modèles à effets fixes sont similaires à ceux selon les spécifications à tendance fixe pour les groupes correspondants.

Parmi les problèmes liés à l'exercice qui précède figure le fait que le groupe de mères qui ont été isolées étaient susceptibles d'être les moins scolarisées, en raison de nos restrictions d'échantillonnage, étant donné qu'elles n'ont probablement pas eu la chance d'atteindre un niveau de scolarité supérieur au niveau secondaire (elles avaient au plus 19 ans en 1983 et étaient sur le marché du travail à partir de cette année-là jusqu'en 2004). Ainsi, leurs profils âge-gains peuvent être assez plats. Compte tenu de cet argument, nous avons aussi isolé un groupe de mères « plus âgées » qui pourraient avoir donné naissance à un ou plusieurs enfants avant d'avoir été observées.

De façon plus particulière, nous avons choisi un groupe de mères qui ont donné naissance à un enfant pendant la période de 1991 à 1996, en restreignant leurs années de naissance pour qu'elles aillent de 1954 à 1958 (c.-à-d. qu'elles étaient âgées de 25 à 29 ans en 1983), et qui n'avaient pas donné naissance à un enfant entre 1983 et 1990. Étant donné que l'âge moyen des femmes qui sont mères pour la première fois se situait autour de 25 ans en 1983, il se peut que ces femmes aient eu un ou plusieurs enfants avant d'avoir été observées pour la première fois. Nous avons tenté de déterminer si ce groupe de mères avaient connu d'autres baisses de gains. Comme le montre le côté droit du tableau 7, encore une fois, il n'y a pas de différence significative entre ces mères plus âgées et les autres mères en ce qui a trait aux effets de la naissance d'un enfant sur les gains.

Ainsi, même si nos résultats de base de la section 5.2 sont fondés sur les mères qui pourraient avoir eu un ou plusieurs enfants avant d'être observées, ces naissances possibles et non observées n'auront probablement aucune conséquence sur nos résultats d'estimation.

6.2 Deux naissances par rapport à une naissance

Les résultats de la section 5.2 peuvent aussi être critiqués, du fait que les mères du groupe traité se limitent à celles ayant donné naissance à un seul enfant au cours de la période de 1991 à 1996. En fait, les femmes canadiennes ont généralement donné naissance à plus d'un enfant au cours de cette période — par exemple, le nombre de naissances vivantes par femme (le taux de fécondité total) était de 1,66 en 1995 (Statistique Canada, 1995). Ainsi, nos résultats de la dernière section peuvent être affectés par cette restriction à une naissance.

Afin de résoudre ce problème, nous modifions le modèle empirique en ajoutant un autre vecteur des indicateurs de l'année de naissance pour le deuxième enfant né dans un délai de quatre ans suivant la naissance précédente, et nous estimons ce modèle avec l'ensemble des 7 086 mères qui ont donné naissance à un ou deux enfants.

$$y_{it} = \alpha_i + \mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\beta} + \sum_{k=a}^{b} \mathbf{D}_{it}^{\,k}\boldsymbol{\delta}_k + \sum_{k=a}^{d} \mathbf{D}_{it}^{\prime\,k}\boldsymbol{\delta}_k^{\prime} + \omega_t t + \varepsilon_{it} \qquad (2)$$

où $\mathbf{D}_{it}^{\prime\,k}$ est défini de la même façon que $\mathbf{D}_{it}^{\,k}$, sauf qu'il se rapporte aux années entourant la naissance du deuxième enfant. Tous les autres aspects du modèle demeurent les mêmes que ceux spécifiés pour l'équation (1)[32].

32. La valeur de d dépend de b et du nombre d'années qui se sont écoulées entre la première et la deuxième naissance. Si le nombre d'années entre les deux enfants est h, alors $d = b - h$.

Il convient de noter que, étant donné que $\mathbf{D}_{it}^{k}$ et $\mathbf{D}_{it}^{'k}$ sont définis en rapport avec les années de naissance des deux enfants, le nombre d'années pour lesquelles nous pouvons déterminer les effets de la naissance d'un enfant sont limitées à la fois par les données et par la structure de ces deux vecteurs de variables nominales. Dans la section qui précède, nous avons déterminé les effets sur les gains jusqu'à la neuvième année suivant la naissance de l'enfant, dans le cas d'un enfant. Pour ce qui est des effets sur les gains liés au deuxième enfant, nous pourrons déterminer un paramètre de moins si ce deuxième enfant est né un an plus tard, deux de moins si le deuxième enfant est né deux ans plus tard, etc.

Tableau 8
Effets sur les gains attribuables au deuxième enfant, modèle à tendance fixe

	2 enfants, 2 années d'intervalle		2 enfants, 3 années d'intervalle		2 enfants, 4 années d'intervalle	
	Estimation	Valeur t	Estimation	Valeur t	Estimation	Valeur t
Années entourant la naissance du premier enfant						
3 ans avant	0,0163	1,54	0,0206	1,87	0,0182	1,58
2 ans avant	0,0239	1,93	0,0272	2,06	0,0216	1,56
1 an avant	0,0488	3,70	0,0513	3,89	0,0460	3,30
Année de la maternité	-0,3869	-26,99	-0,3843	-26,52	-0,3893	-26,31
1 an après	-0,2862	-18,56	-0,2838	-18,23	-0,2882	-17,78
2 ans après	-0,0669	-4,59	-0,0649	-4,42	-0,0691	-4,56
3 ans après	-0,0609	-4,24	-0,0579	-4,01	-0,0622	-4,19
4 ans après	-0,0576	-3,92	-0,0540	-3,68	-0,0573	-3,80
5 ans après	-0,0463	-3,10	-0,0427	-2,87	-0,0448	-2,95
6 ans après	-0,0423	-2,81	-0,0390	-2,60	-0,0407	-2,67
7 ans après	-0,0278	-1,84	-0,0249	-1,65	-0,0263	-1,73
8 ans après	-0,0069	-0,47	-0,0043	-0,30	-0,0051	-0,35
9 ans après	0,0011	0,08	0,0021	0,14	0,0022	0,15
Années entourant la naissance du deuxième enfant						
3 ans avant	-0,0081	-0,61	-0,0252	-1,53	-0,0589	-1,88
2 ans avant	-0,0695	-3,74	0,0101	0,55	0,0139	0,71
1 an avant	0,0581	2,87	0,0337	2,24	0,0399	1,96
Année de la maternité	-0,4271	-21,23	-0,4760	-25,06	-0,4890	-19,19
1 an après	-0,3256	-13,42	-0,2780	-12,59	-0,3162	-9,26
2 ans après	-0,0662	-3,08	-0,0699	-3,38	-0,0592	-2,49
3 ans après	-0,0599	-2,66	-0,0611	-2,69	-0,0570	-2,11
4 ans après	-0,0583	-2,32	-0,0582	-2,51	-0,0868	-2,55
5 ans après	-0,0522	-2,12	-0,0720	-3,40	-0,0629	-1,82
6 ans après	-0,0401	-1,72	-0,0505	-2,12	...	...
7 ans après	-0,0288	-1,37	...	...	...	...
Nombre de mères qui ont donné naissance à 2 enfants	1 274		1 147		596	

... n'ayant pas lieu de figurer
Source : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, 1983 à 2004.

Les résultats selon le modèle à tendance fixe sont présentés dans le tableau 8[33]. La partie supérieure du tableau comprend les effets estimés de la première naissance (ou de la seule naissance pour certaines mères), tandis que la partie inférieure rend compte des résultats pour la deuxième naissance. Les différentes colonnes séparent les cas selon l'espacement des naissances. Par exemple, les estimations sous le titre « 2 enfants, 2 années d'intervalle » représentent les effets sur les gains de la naissance d'un enfant pour les mères qui ont donné naissance à deux enfants, à deux années d'intervalle[34].

Les effets sur les gains de la naissance d'un premier enfant ont été très similaires, peu importe le nombre d'années séparant les deux enfants. Par exemple, au cours de la deuxième année suivant la naissance de l'enfant, les effets sur les gains étaient de 7 % pour tous les groupes de mères, et toutes les estimations étaient significativement différentes de 0. Au cours de la septième année suivant la naissance de l'enfant, les estimations correspondantes se situaient près de 3 %, et elles étaient toutes marginalement significatives.

En ce qui a trait au deuxième enfant, les baisses de gains l'année de la naissance de l'enfant et la première année suivant la naissance de l'enfant étaient considérablement plus élevées que les estimations correspondantes pour la première naissance, peut-être parce qu'à la deuxième naissance, les mères étaient plus âgées et ont pris plus de temps pour récupérer physiquement. Pour le reste des années suivant la naissance de l'enfant, les effets sur les gains liés au deuxième enfant semblaient similaires à ceux liés au premier enfant, particulièrement lorsque les deux enfants étaient nés à l'intérieur d'une période relativement courte.

7 Sommaire et conclusion

À partir du fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre de 1983 à 2004, la présente étude porte sur l'emploi, la mobilité professionnelle et les trajectoires de gains des mères canadiennes après la naissance d'un enfant. Nous avons déterminé que les taux d'emploi à court terme des mères canadiennes après la naissance d'un enfant ont augmenté à partir du milieu des années 1980 jusqu'en 2000, et ont diminué par la suite. Toutefois, les taux d'emploi à long terme de cohortes successives de mères canadiennes après la naissance d'un enfant ont continué d'augmenter au fil du temps, sans diversion importante. Par ailleurs, les mères canadiennes étaient aussi moins

33. Des modèles a effets fixes ont aussi été estimés. Dans le cas de la naissance du premier enfant, les résultats selon les spécifications à effets fixes et à tendance fixe sont similaires. Dans le cas de la deuxième naissance, les résultats du modèle correspondant à effets fixes sont aussi similaires à ceux présentés pour l'année de naissance et les premières années suivant la naissance. Toutefois, pour les années plus éloignées, comme la cinquième, la sixième et la septième années après la deuxième naissance, les estimations selon les modèles à effets fixes représentent presque le double de celles selon le modèle à tendances fixes, ce qui fait ressortir la pertinence de tenir compte du fait que chaque femme a une trajectoire de croissance des gains qui lui est propre.

34. Le nombre de mères qui ont donné naissance à deux enfants à une année d'intervalle (p. ex., un en 1991 et l'autre en 1992) s'établissait à 355, et le nombre de mères qui ont donné naissance à deux enfants, à cinq années d'intervalle, s'établissait à 251. Les estimations fondées sur ces sous-échantillons ne sont pas fiables en raison de la petitesse des échantillons. Nous avons regroupé les catégories « 2 enfants, 1 année d'intervalle » et « 2 enfants, 2 années d'intervalle, et les catégories « 2 enfants, 5 années d'intervalle » et « 2 enfants, 4 années d'intervalle ». Les résultats (qui ne sont pas présentés mais qui sont disponibles sur demande) étaient similaires à ceux présentés dans le tableau 8 pour les cas correspondants non regroupés.

susceptibles de quitter leur emploi au cours des années suivant la naissance d'un enfant que leurs homologues « non-mères », et les différences ont aussi augmenté au fil du temps.

En mettant l'accent sur un groupe de femmes canadiennes qui avaient un niveau élevé d'activité sur le marché du travail, nous avons déterminé tout d'abord que les gains des mères n'ont pas diminué au cours des années précédant la naissance d'un enfant : un résultat qui jette certains doutes sur une version de l'hypothèse de la maternité endogène. En deuxième lieu, nous avons déterminé que les pénalités au chapitre des gains liées à la maternité n'étaient pas illusoires : au cours de l'année de la naissance d'un enfant et de l'année suivante, les mères de notre échantillon ont connu des baisses de gains d'environ 40 % et 30 %, et elles ont continué de connaître des baisses de gains au cours des autres années suivant la naissance de l'enfant. En troisième lieu, les effets sur les gains de la naissance d'un enfant n'étaient pas fixes : ils ont plutôt diminué au fil des années suivant la naissance de l'enfant. Ainsi, il n'est peut-être pas plausible d'estimer simplement un effet « unique » ou « moyen » de la naissance d'un enfant sur les gains des mères.

Selon la spécification plus générale du modèle à tendance fixe, nous avons déterminé que les effets négatifs de la naissance d'un enfant sur les gains ont commencé à disparaître à partir de la septième année suivant la naissance de l'enfant et, ainsi, au moins pour un groupe de mères qui avaient un niveau élevé d'activité sur le marché du travail, nos constatations contredisent les résultats de plusieurs études selon lesquelles les gains perdus en raison d'une interruption de carrière ne peuvent jamais être récupérés complètement.

Par ailleurs, les pertes de gains pour les mères qui sont retournées travailler pour l'employeur chez qui elles travaillaient avant la naissance de leur enfant étaient négligeables au-delà de la deuxième année suivant la naissance de l'enfant, une fois contrôlée la tendance de la croissance des gains individuels. Cela laisse supposer que le capital humain propre à l'entreprise est probablement un facteur important du processus de récupération des gains pour les mères canadiennes, mais en raison du manque de données précises sur l'offre de main-d'œuvre (par exemple, les heures travaillées et le travail à temps plein/temps partiel), nous ne pouvons faire d'inférence solide sur le rôle du capital humain propre à l'entreprise.

Il est par conséquent souhaitable d'évaluer simultanément l'effet de la naissance d'un enfant sur la décision des mères en matière d'offre de main-d'œuvre ainsi que l'effet de la naissance d'un enfant sur le taux de rémunération des mères.

Annexe Évolution du régime de congés de maternité avec protection de l'emploi au Canada

Les dispositions législatives en matière de congés de maternité avec protection de l'emploi au Canada sont de compétence provinciale. Dans les années 1980, les mères canadiennes profitaient de congés de maternité avec protection de l'emploi de 17 à 18 semaines, période après laquelle les employeurs devaient légalement leur permettre de réintégrer l'emploi qu'elles occupaient avant la naissance de leur enfant.

De 1991 à 1999, le nombre maximal de semaines de congé de maternité et de congé parental avec protection de l'emploi obligatoire en vertu de la loi se situait entre 29 et 35 semaines en Colombie-Britannique, au Manitoba, au Nouveau-Brunswick, en Nouvelle-Écosse, à Terre-Neuve, en Ontario et à l'Île-du-Prince-Édouard. En 2000, ces provinces ont augmenté la durée maximale de ces congés, qui s'établit entre 52 et 54 semaines.

Les régimes de congés de maternité ont évolué différemment en Alberta, en Saskatchewan et au Québec. Le Québec a fait passer la durée de congé de maternité de 18 à 52 semaines en 1991, puis à 70 semaines en 1997. Alors que l'Alberta a maintenu la protection de l'emploi à 18 semaines jusqu'en 2000, la Saskatchewan l'a fait passer de 18 à 30 semaines en 1996. En 2001, les régimes de congés de maternité avec protection de l'emploi de ces deux provinces prévoyaient 52 semaines.

Tableau A.1
Statistiques sur les naissances selon le Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre et l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu

Année	Nombre de naissances chez les femmes occupées, 18 à 49 ans		Nombre de naissances chez les femmes ayant eu 1 ou 2 enfants	Nombre de femmes qui ont donné naissance à 1 enfant
	Estimation du Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre	Estimation de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu	Échantillon restreint	Échantillon restreint
	(1)	(2)	(3)	(4)
1991	163 340	...	1 626	792
1992	157 320	...	1 581	772
1993	152 990	146 866	1 614	651
1994	151 990	166 881	1 719	577
1995	149 960	164 645	1 631	534
1996	140 770	153 627	1 269	388
1997	139 170	134 376	...	...
1998	143 220	139 223	...	...
1999	146 160	131 638	...	...
2000	143 330	126 023	...	...
2001	169 780	157 405	...	...
2002	163 460	157 405	...	...
2003	168 010	152 218	...	...
2004	172 880	169 546		
Total			9 440	3 714

... n'ayant pas lieu de figurer

Sources : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993 à 2004, et Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, 1983 à 2004.

Tableau A.2
Taux d'emploi conditionnel et taux de départ des autres femmes

	Taux d'emploi conditionnel (pourcentage)					Taux de départ (pourcentage)	
Cohorte	t+1	t+2	t+3	t+4	t+5	3 ans	5 ans
1984	97,1	93,2	90,9	89,0	87,3	1,5	1,1
1985	97,0	93,3	91,0	89,1	87,5	1,6	1,2
1986	96,9	93,3	91,2	89,2	86,8	1,5	1,1
1987	97,0	93,3	91,0	88,3	86,3	1,5	1,2
1988	97,0	93,1	90,2	87,9	85,5	1,6	1,3
1989	96,8	92,5	89,6	87,0	85,2	1,8	1,4
1990	96,5	91,9	88,8	86,7	84,9	2,0	1,6
1991	96,2	91,4	88,7	86,6	84,5	2,2	1,8
1992	96,1	91,7	89,0	86,6	86,0	2,3	1,8
1993	96,3	92,1	89,2	88,3	86,7	2,3	1,7
1994	96,4	92,2	90,7	88,7	87,5	2,0	1,5
1995	96,3	93,3	90,9	89,3	88,1	1,9	1,4
1996	96,9	93,4	91,4	89,9	88,0	1,8	1,3
1997	96,5	93,5	91,6	89,5	87,9	1,9	1,5
1998	96,5	93,6	91,1	89,2	87,8	1,9	1,5
1999	96,8	93,3	91,0	89,3	87,4	1,9	1,5
2000	96,6	93,2	91,1	89,0	...	2,0	...
2001	96,7	93,5	90,7	...	...	1,9	...
2002	96,8	93,0	...	...	...	...	...
2003	96,2	...	...	...	...	...	...

... n'ayant pas lieu de figurer
Source : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, 1983 à 2004.

Tableau A.3
Caractéristiques précédant la naissance d'un enfant (pourcentage), cohortes représentatives de l'échantillon large et des mères

Cohortes caractéristiques	1984		1994		1999	
	Mères	Autres femmes	Mères	Autres femmes	Mères	Autres femmes
Âge						
20 à 24	20,1	26,5	10,6	18,5	11,2	19,3
25 à 29	46,4	26,6	37,2	22,8	32,2	22,0
30 à 34	26,8	23,8	39,1	27,7	38,2	25,2
35 à 39	6,7	23,1	13,0	31,0	18,4	33,4
Gains l'année précédente						
1er quartile	14.3	25,8	14,3	25,8	12,7	25,8
2e quartile	26.4	24,9	25,3	25,0	25,3	25,0
3e quartile	30.9	24,6	28,8	24,7	29,8	24,7
4e quartile	28.4	24,8	31,6	24,5	32,2	24,5
Taille de l'employeur						
<20 travailleurs	14,8	18,8	20,1	22,7	19,6	22,5
20 à 99 travailleurs	12,8	13,8	14,2	15,7	16,8	17,0
100 à 499 travailleurs	14,4	13,2	13,9	13,2	13,6	13,1
500 travailleurs et plus	58,0	54,2	51,8	48,5	50,0	47,3
Taille dans le secteur privé						
<20 travailleurs	16,4	21,2	21,7	24,4	20,6	23,9
20 à 99 travailleurs	14,2	15,2	15,9	17,0	18,7	18,6
100 à 499 travailleurs	12,2	11,3	12,7	11,8	12,8	12,2
500 travailleurs et plus	57,2	52,4	49,7	46,9	48,0	45,3
Industrie						
Primaire	2,2	2,3	1,3	1,5	1,3	1,6
Fabrication	11,3	10,5	11,1	10,2	11,6	10,6
Construction	2,3	2,0	2,2	2,1	2,0	2,0
Transport	1,5	1,6	1,7	1,7	1,6	1,8
Communication	1.8	1,8	1,9	2,0	1,6	1,9
Commerce de gros	3,6	3,8	4,1	4,2	4,2	4,6
Commerce de détail	17,2	17,5	17,0	18,4	16,1	17,3
Finances	6,5	6,1	5,9	5,8	5,6	5,3
Immobilier	1.2	1,3	1,1	1,1	0,9	1,0
Service aux entreprises	9,4	9,9	9,6	10,0	9,5	10,7
Administration publique	2,1	2,4	2,5	2,5	1,6	1,9
Enseignement	7,7	7,6	7,4	5,8	8,7	6,8
Santé	17,4	14,6	17,4	15,1	16,6	13,9
Hébergement	3,8	5,3	5,1	7,2	6,6	8,2
Autres services	3,1	4,5	4,8	5,6	5,0	5,8
Inconnu	9,1	8,9	7,0	7,0	7,0	6,9

Source : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, 1983 à 2004.

Tableau A.4
Statistiques descriptives simples pour un échantillon restreint de mères et d'autres femmes

	Mères	Autres femmes
Gains (en dollars de 2000)		
Moyens	34 878	33 201
Médians	34 048	31 913
Âge		
Moyen	29	32
Médian	28	32
Taille de l'employeur (pourcentage)		
<20 travailleurs	10	11
20 à 99 travailleurs	11	11
100 à 499 travailleurs	13	13
500 travailleurs et plus	67	65
Secteur (pourcentage)		
Public	19	18
Privé	81	82
Nombre d'observations	7 086	22 099

Source : Statistique Canada, Fichier de données longitudinales sur la main-d'œuvre, 1983 à 2004.

Bibliographie

Albrecht, James W., Per-Anders Edin, Marianne Sundström et Susan B. Vroman. 1999. « Career interruptions and subsequent earnings: A re-examination using Swedish data ». *Journal of Human Resources.* 34, 2 : 294–311.

Anderson, Deborah J., Melissa Binder et Kate Krause. 2002. « Women, children, and the labor market: The motherhood wage penalty: Which mothers pay it and why? » *American Economic Review.* 92, 2 : 354–358.

Anderson, Deborah J., Melissa Binder et Kate Krause. 2003. « The motherhood wage penalty revisited: Experience, heterogeneity, work effort, and work-schedule flexibility ». *Industrial & Labor Relations Review.* 56, 2 : 273–294.

Baker, Michael, et Kevin Milligan. 2005. *How Does Job-protected Maternity Leave Affect Mothers' Employment and Infant Health?* NBER Working Paper no. 11135. Cambridge, Mass. : National Bureau of Economic Research.

Becker, Gary S. 1991. *A Treatise on the Family.* Cambridge, Mass. : Harvard University Press.

Belzil, Christian, et Philip Hergel. 1999. « Fertility and the human capital loss of non-participation ». *Oxford Bulletin of Economics & Statistics.* 61, 2 : 153–166.

Browning, Martin. 1992. « Children and household economic behaviour ». *Journal of Economic Literature.* 30, 3 : 1434–1475.

Budig, Michelle J., et Paula England. 2001. « The wage penalty for motherhood ». *American Sociological Review.* 66 , 2 : 204–225.

Corcoran, Mary. 1979. « Work experience, labour force withdrawals, and women's wages: Empirical results using the 1976 panel study of income dynamics ». Dans *Women in the Labour Market.* Cynthia Lloyd, Emily Andrews et Curtis Gilroy (rév.). New York : Columbia University Press.

Drolet, Marie. 2002. *Mariage, maternité et rémunération : le choix du moment importe-t-il?* Direction des études analytiques : documents de recherche. N° 11F0019MIF2002186 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Edin, P.A., et J. Nynabb. 1992. *Gender Wage Differentials and Interrupted Work Careers: Swedish Evidence.* Working Paper no. 1992-17. Department of Economics. Uppsala, Sweden : Uppsala University.

Ejrnæs, Mette, et Astrid Kunze. 2004. *Wage Dips and Drops Around the First Birth.* CAM Working Paper 2004-01. Department of Economics. Copenhagen : University of Copenhagen.

Gronau, Reuben. 1988. « Sex-related wage differentials and women's interrupted labor careers—the chicken or the egg ». *Journal of Labor Economics.* 6, 3 : 277–301.

Gupta, Nabanita Datta, et Nina Smith. 2002. « Children and career interruptions: The family gap in Denmark ». *Economica.* 69, 276 : 609–629.

Hanratty, Maria, et Eileen Trzcinski. 2005. *Impact of Family Leave in Canada and the United States on Post-birth Employment Dynamics of Women.* Paper presented at the 2005 annual conference of the Society of Labor Economists, San Francisco.

Harkness, Susan, et Jane Waldfogel. 1999. *The Family Gap in Pay: Evidence from Seven Industrialised Countries.* CASE Paper 29. Centre for Analysis of Social Exclusion. London : London School of Economics.

Jacobsen, Joyce P., et Lawrence M. Levin. 1995. « Effects of intermittent labor force attachment on women's earnings ». *Monthly Labor Review.* 118, 9 : 14–19.

Jacobson, Louis S., Robert J. LaLonde et Daniel G. Sullivan. 1993. « Earnings losses of displaced workers ». *American Economic Review.* 83, 4 : 685–709.

Joshi, H., P. Paci et J. Waldfogel. 1999. « The wages of motherhood: Better or worse ». *Cambridge Journal of Economics.* 23, 5 : 543–564.

Killingsworth, Mark R., et James J. Heckman. 1986. « Female labor supply: A survey ». Dans *Handbook of Labor Economics, vol. 1.* Orley C. Ashenfelter et Richard Layard (rév.). New York : North-Holland.

Korenman, Sanders, et David Neumark.1992. « Marriage, motherhood, and wages ». *Journal of Human Resources.* 27, 2 : 233–255.

Lundberg, Shelley, et Elaina Rose. 2000. « Parenthood and the earnings of married men and women ». *Labour Economics.* 7, 6 : 689–710.

Marshall, Katherine. 1999. « L'emploi après la naissance d'un enfant ». L'emploi et le revenu en perspective. 11, 3 : 20–28. N° 750-001-XPF. Ottawa : Statistique Canada.

Mincer, Jacob, et Haim Ofek. 1982. « Interrupted work careers: Depreciation and restoration of human capital ». *Journal of Human Resources.* 17 : 3–23.

Morissette, René, Xuelin Zhang et Marc Frenette. 2007. *Les pertes de gains des travailleurs déplacés : données canadiennes extraites d'une importante base de données sur les fermetures d'entreprises et les licenciements collectifs* ». Direction des études analytiques : documents de recherche. N° 11F0019MIF2007291 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Nakamura, Alice, et Masao Nakamura. 1992. « The econometrics of female labor supply and children ». *Econometric Reviews.* 11, 1 : 1–71.

Phipps, Shelley, Peter Buirton et Lynn Lethbridge. 2001. « In and out of the labour market: Long-term income consequences of child-related interruptions to women's paid work ». *Canadian Journal of Economics.* 34, 2 : 411–429.

Shapiro, David, et Frank L. Mott. 1994. « Long-term employment and earnings of women in relation to employment behaviour surrounding the first birth ». *Journal of Human Resources.* 29, 2 : 248–275.

Skuterud, Mikal. 2008. *Perinatal Family Labour Supply: Historical Trends and the Modern Experience.* Economics Working Paper Series no. 08-001. Waterloo, Ontario : University of Waterloo.

Spivey, Christy. 2005. « Time off at what price? The effects of career interruptions on earnings ». *Industrial and Labor Relations Review.* 59, 1 : 119–140.

Statistique Canada. 1995. *Naissances et décès, 1995.* Division des statistiques sur la santé. N° 84-210-XIB au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Statistique Canada. 2006. *Rapport sur l'état de la population du Canada 2003 et 2004.* Division de la démographie. N° 91-209-XIF2003000 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Stratton, Leslie S. 1995. « The effect interruptions in work experience have on wages ». *Southern Economic Journal.* 61, 4 : 955–970.

ten Cate, Adrienne. 2003. *The Impact of Maternity and Parental Leave Policies on Employment Rates of Women with Young Children in Canada.* Polycopié. McMaster University.

Viitanen, Tarja K. 2004. *The Impact of Children on Female Earnings in Britain.* DIW Discussion Paper no. 415. Berlin : German Institute for Economic Research.

Waldfogel, Jane. 1995. « The price of motherhood: Family status and women's pay in young British cohort ». *Oxford Economic Papers.* 47, 4 : 584–610.

Waldfogel, Jane. 1998a. « Understanding the 'family gap' in pay for women with children ». *Journal of Economic Perspectives.* 12, 1 : 137–156.

Waldfogel, Jane. 1998b. « The family gap for young women in the United States and Britain: Can maternity leave make a difference? » *Journal of Labor Economics.* 16, 3 : 505–545.

Waldfogel, Jane, et Susan E. Mayer. 2000. « Gender differences in the low-wage labor market ». Dans *Finding Jobs: Work and Welfare Reform.* David E. Card et Rebecca M. Blank (rév.). New York : Russell Sage Foundation.